Les migrations internes et la structure budgétaire d'un État fédéral

Stanley L. Winer Denis Gauthier

Une étude préparée pour le
Conseil économique du Canada

Établi en 1963 par une Loi du Parlement, le **Conseil économique du Canada** est une corporation de la Couronne composée d'un président, de deux directeurs et d'au plus vingt-cinq autres membres, qui sont nommés par le gouverneur en conseil.

Le Conseil est un organisme consultatif indépendant dont le mandat lui enjoint de faire des études, donner des avis et dresser des rapports concernant une grande variété de questions rattachées au développement économique du Canada. Le Conseil est autorisé à entreprendre des études et des enquêtes, de sa propre initiative ou à la demande du Ministre, et à faire rapport de ses activités. Chaque année, il doit préparer et faire publier un exposé sur les perspectives et les problèmes économiques à long et à moyen termes. Il peut aussi faire publier les études et les rapports dont la publication lui semble opportune.

Le président est le directeur général du Conseil; il en surveille les travaux et en dirige le personnel. Les montants requis pour acquitter les dépenses du Conseil sont prélevés sur les crédits que le Parlement vote à cette fin.

En tant que personne morale, le Conseil assume l'entière responsabilité des *Exposés annuels*, ainsi que de certains autres rapports qui sont clairement désignés comme étant des *Rapports du Conseil*. Figurent également au nombre des publications du Conseil, les *Études*, *Documents* et *Comptes rendus de colloques*, qui sont explicitement *attribués à des auteurs particuliers* plutôt qu'au Conseil lui-même. Celui-ci établit une politique générale touchant ces textes, mais c'est au président qu'il incombe de prendre la décision finale de faire publier, sous les auspices du Conseil économique du Canada, les ouvrages à nom d'auteur tels que les études, documents et rapports de colloques. Pour se prononcer sur la qualité, l'exactitude et l'objectivité d'une étude ou d'un document attribué à son auteur, le président est conseillé par les deux directeurs. De plus, dans le cas des *études à nom d'auteur*, le président et les deux directeurs sollicitent l'avis de lecteurs extérieurs spécialisés, qui font un rapport confidentiel sur la qualité de ces ouvrages. Le fait de publier une étude ou un document à nom d'auteur ne signifie pas que le président ou les membres du Conseil souscrivent aux conclusions ou recommandations contenues dans l'ouvrage, mais plutôt que l'analyse est jugée d'une qualité suffisante pour être portée à l'attention du public.

Les migrations internes et la structure budgétaire d'un État fédéral

Les auteurs

Stanley L. Winer

Né à Toronto en 1947, études en science économique à l'Université Carleton (B.A.) et à l'Université Johns Hopkins (Ph.D.); ancien chercheur au Conseil économique du Canada et présentement professeur agrégé à l'École d'administration publique de l'Université Carleton; auteur d'un grand nombre d'écrits sur les aspects économiques des états fédéraux.

Denis Gauthier

Né à Montréal en 1955, études en science économique à l'Université de Montréal (B.Sc.) et à l'Université Queen's (M.A.); ancien chercheur au Centre d'étude de l'inflation et de la productivité et à la Commission nationale de l'inflation; présentement chercheur au Conseil économique du Canada.

STANLEY L. WINER
DENIS GAUTHIER

Les migrations internes et la structure budgétaire d'un État fédéral

Une étude économétrique des facteurs qui déterminent les migrations interprovinciales au Canada

Les résultats de cette étude demeurent l'entière responsabilité des auteurs, et en tant que tels, n'ont pas reçu l'adhésion des membres du Conseil économique du Canada.

©Ministre des Approvisionnements et Services Canada 1982

En vente au Canada par l'entremise de nos

agents libraires agréés
et autres librairies

ou par la poste au:

Centre d'édition du gouvernement du Canada
Approvisionnements et Services Canada
Ottawa, Canada, K1A 0S9

N° de catalogue EC 22-109/1982F
ISBN 0-660-90916-2

Canada: 8,95 $
à l'étranger: 10,75 $

Prix sujet à changement sans avis préalable

Table des matières

Préface ix

1 Pourquoi étudier les mouvements migratoires en fonction de la structure des finances publiques 1
Les questions au cœur des débats 1
Les mouvements migratoires et l'arbitrage entre équité et efficacité 1
Autre thèse de l'arbitrage entre l'équité et l'efficacité 4
Mouvements migratoires et propriété des rentes économiques sur les ressources naturelles 6
Nécessité de données empiriques et rôle de ces données sur les relations entre les mouvements migratoires internes et la structure budgétaire 7
Objet de la présente étude 8
Tendances récentes des mouvements migratoires entre les provinces et rôle potentiel de la structure budgétaire 8

2 « La migration interprovinciale et l'adaptation au changement économique » : Une discussion préliminaire de cet article en mettant l'accent sur le rôle de l'assurance-chômage 15
Réestimation des équations de Courchene 15
Choix d'équations 15
La variable dépendante et la série de données tirée du fichier des allocations familiales 18
Résultats d'estimation 18
Le rôle de l'assurance-chômage dans une équation relative aux mouvements migratoires 20
Extension du modèle Todaro/Laber/Chase relativement aux anticipations de revenu 20
Modalités d'intégration de l'assurance-chômage 21
Choix d'un indice de générosité du programme d'assurance-chômage 22
Une équation d'estimation révisée 23
Résultats de l'équation révisée 23
Révision de 1971 de la Loi sur l'assurance-chômage 26
Conclusion 27

3 Introduction des différences budgétaires interprovinciales dans un modèle multinomial par logit **29**
Les principaux problèmes reliés à la construction du modèle 29
Application du modèle multinomial par logit a l'étude des mouvements migratoires 30
Les variables explicatives qui représentent le secteur privé 32
Les variables explicatives qui représentent le secteur public 33
Les raisons pour lesquelles les gens migrent d'après les thèses de Tiebout : les effets d'échelle, de composition et d'incidence 33
Définition des avantages financiers nets 34
Le traitement des caractéristiques socio-économiques 36
Comparaison avec les équations de type Courchene et rôle des subventions intergouvernementales 37
Le rôle de l'assurance-chômage 38
Le rôle des recettes au titre des ressources naturelles, capitalisation et différences sur le plan du coût de la vie 39
Autres variables relevant du secteur public 42
Données fiscales et définition du revenu anticipé 42
Établissement d'une mesure du revenu d'emploi anticipé à l'aide des données de l'impôt 43
Les migrations internationales 45

4 Estimation par catégorie de revenu des mouvements migratoires suscités par la structure budgétaire **47**
Choix d'un estimateur 47
Remarques sur l'utilisation de données groupées 48
Problèmes de multicollinéarité et formulation définitive des équations d'estimation 49
Possibilité de biais résultant d'équations simultanées 50
Synthèse des équations d'estimation 51
Analyse détaillée des résultats 51
Émigration des provinces de l'Atlantique 52
Migration en partance des autres provinces canadiennes vers l'Alberta et la Colombie-Britannique 57
Estimation des équations sous l'hypothèse que le terme d'erreur obéit à un processus autorégressif 61
Ontario : émigration et immigration 63
Manitoba-Saskatchewan et Québec : émigration et immigration 63
Raisons de la différence des résultats d'une région à une autre 63
Résumé des résultats obtenus à partir des données sur l'impôt et concernant la migration attribuable à la structure budgétaire 72

5 Incidence quantitative de la structure budgétaire **75**
Méthode 75
Émigration des provinces de l'Atlantique 76
Immigration en Alberta et en Colombie-Britannique 79
Comparaison de l'incidence relative des facteurs économiques des secteurs public et privé affectant les migrations interprovinciales 81

6 Résumé et conclusions **83**

Appendices

A Définition des variables utilisées dans les équations d'estimation et sources des données 87

B Révision des données sur les allocations familiales et établissement d'une série statistique sur les migrations des personnes 91

C Série statistique sur les migrations fondée sur les déclarations d'impôt fédéral 93

Notes 95

Liste des tableaux et graphiques 105

Bibliographie 109

Préface

Cet ouvrage a pour but d'analyser la pertinence empirique de la relation entre les migrations interprovinciales et les structures budgétaires des gouvernements au Canada.

Les migrations internes suscitées par l'activité financière des gouvernements sont au cœur de plusieurs débats politiques. Dans le chapitre 1, nous analyserons brièvement deux de ces débats qui revêtent une importance particulière dans le contexte canadien. Nous y étudierons aussi l'évolution récente des tendances migratoires interprovinciales en tentant d'évaluer la possibilité que la structure des finances publiques ne soit pas étrangère à ces mouvements migratoires.

Outre la présente étude, il n'existe, pour le Canada, qu'une seule analyse empirique majeure portant sur les mouvements migratoires imputables aux activités financières des gouvernements, soit celle de Courchene (1970). Dans le chapitre 2, nous reconsidérerons de façon préliminaire les résultats statistiques obtenus par Courchene, en utilisant fondamentalement les mêmes équations, ainsi qu'une série révisée de données sur les mouvements migratoires tirée du fichier des allocations familiales. Nous introduirons alors certaines variantes aux équations de Courchene, étape préliminaire à l'élaboration de notre propre modèle des mouvements migratoires. Le rôle de l'assurance-chômage dans une équation de mouvements migratoires fera, dans ce chapitre, l'objet d'une attention particulière.

Dans le chapitre 3, nous compléterons le développement de ce nouveau modèle dans un cadre modifié d'équations multinomiales par logit. Le principal problème consistera à déterminer la meilleure façon d'utiliser les données agrégées dont on dispose sur les finances publiques pour les adapter à un modèle portant sur les décisions individuelles relatives aux mouvements migratoires. Nous aborderons ce problème en désagrégeant par catégorie de revenu une nouvelle série sur les mouvements migratoires construite à partir des dossiers de l'impôt sur le revenu du gouvernement fédéral.

Au chapitre 4, nous estimerons le modèle à l'aide des données sur l'impôt, puis nous analyserons les estimations obtenues. Dans les deux derniers chapitres, nous présenterons des simulations quantitatives et une brève synthèse de nos conclusions.

Dans un document technique publié séparément, nous présentons notre révision des données sur les mouvements migratoires tirées du fichier des allocations familiales, ainsi que la nouvelle série sur les mouvements migratoires construite à l'aide des dossiers de l'impôt. (Voir Stanley L. Winer et Denis Gauthier, « Données sur la migration interprovinciale : Supplément à l'étude *La migration interne et la structure fiscale* », Conseil économique du Canada, Ottawa, 1982.)

Nous tenons à remercier plusieurs personnes de l'aide précieuse qu'elles nous ont apportée au cours de cette recherche. Mentionnons David Sewell, qui nous a beaucoup encouragés et a présenté diverses critiques constructives sur les textes

préliminaires. Charles Walker nous a permis d'obtenir les données brutes nécessaires à la révision des séries portant sur les allocations familiales. Doug Norris, Nelson Kopustas et Manohar Surkund ont fourni la programmation qui nous a permis d'établir la série statistique sur les migrations à partir des dossiers de l'impôt de Statistique Canada. D'autres données nous ont été fournies par Joel Dienna, Pierre Fortin et Ken Norrie. De plus, nos conversations avec Jean-Michel Cousineau, Pierre Fortin, Marc Gaudry et Tom Schweitzer nous ont été particulièrement utiles à l'égard d'autres questions. Nous tenons aussi à exprimer notre reconnaissance aux trois personnes anonymes qui ont révisé notre document et ont formulé des critiques constructives, tant du point de vue du fond que de la forme, ainsi que Debbie Warwick qui a dactylographié les tableaux d'estimations et plusieurs versions du texte. Les auteurs dégagent tous leurs collaborateurs de la responsabilité des idées présentées dans le présent document.

1 Pourquoi étudier les mouvements migratoires en fonction de la structure des finances publiques

Les questions au cœur des débats

La sensibilité des migrations internes aux différences interrégionales sur le plan des finances publiques fait l'objet d'une préoccupation majeure dans deux des importants débats portant sur la politique économique du Canada. Le premier de ces débats a trait à l'arbitrage entre l'équité interrégionale et la répartition efficace des facteurs de production entre les régions. Depuis les années 50, la nature de cet arbitrage et la politique à adopter à cet égard alimentent les discussions des analystes des politiques régionales. Le deuxième, d'un intérêt plus récent, a trait à la propriété des rentes économiques sur les ressources naturelles de l'Ouest. On tente surtout de déterminer comment les taxes perçues sur les ressources naturelles devraient être réparties entre le gouvernement fédéral et les provinces et de décider si les provinces devraient pouvoir réglementer les mouvements migratoires interprovinciaux.

Nous entreprenons donc l'étude des facteurs qui déterminent les mouvements migratoires interprovinciaux en faisant l'historique de ces débats. Cela nous permettra d'illustrer quelle importance peut avoir sur le bien-être économique les mouvements migratoires attribuables à l'activité financière des gouvernements, ce qui fera ressortir la nécessité de procéder à une analyse économétrique de ce phénomène, analyse qui sera effectuée dans les chapitres ultérieurs. Cela nous aidera aussi à choisir entre différentes façons de représenter la structure des finances publiques dans une équation sur les mouvements migratoires, de sélectionner des échantillons de données et d'identifier les résultats empiriques qui peuvent revêtir un intérêt particulier du point de vue de la politique économique.

Les mouvements migratoires et l'arbitrage entre équité et efficacité

Il est intéressant de commencer l'historique de ce débat en se rappelant que, il y a plus de 40 ans, la Commission Rowell-Sirois [Canada, Commission royale sur les relations entre le Dominion et les provinces (1940), Livre II] préconisait comme l'un des principes de base des finances publiques du Canada que le gouvernement transfère aux provinces moins nanties suffisamment de fonds pour leur permettre de fournir un niveau de services publics équivalant à la moyenne nationale, sans que celles-ci n'aient à accroître démesurément le fardeau fiscal des contribuables.

Cette incitation à instituer ce que l'on appelle aujourd'hui des paiements de péréquation était fondée sur le désir de la Commission de maintenir un « équilibre financier horizontal » dans la fédération; en d'autres mots, la Commission voulait s'assurer que l'individu se trouvant dans des circonstances économiques données recevrait le même niveau de certains services publics essentiels et assumerait le même fardeau fiscal quel que soit son lieu de résidence au Canada. En l'absence de subventions intergouvernementales ou d'autres mesures correctives, cet objectif a peu de chances d'être atteint dans un système fédéral, comme Buchanan (1950) l'a clairement démontré. Le problème fondamental réside dans le fait que même si tous les gouvernements, à l'intérieur de leur propre champ de compétence, traitent les individus ayant un revenu égal de façon égale sur le plan budgétaire, l'incidence de la combinaison des budgets du gouvernement fédéral et des provinces sera généralement telle que des individus ayant un revenu égal ne seront pas traités également. Ainsi, si nous considérons deux collectivités dont la production de biens et de services publics par habitant est identique, la plus riche des deux collectivités pourra, toutes choses étant égales par ailleurs, obtenir les recettes dont elle a besoin en imposant un fardeau fiscal (taux d'impôt sur le revenu) inférieur. Si l'on veut obtenir un montant donné de recettes par résident, plus le niveau de revenu par habitant est élevé, plus le taux de taxation sera faible. Par conséquent, pour un montant donné de services publics locaux, l'individu habitant dans la collectivité plus

riche aura tendance à porter un fardeau fiscal inférieur à celui d'une personne ayant le même revenu, mais résidant dans la collectivité plus pauvre.

Donc, du point de vue de la structure budgétaire de l'ensemble du pays, des personnes égales dans les faits ont tendance à ne pas être traitées également. Pour la Commission Rowell-Sirois, la solution était que le gouvernement fédéral transfère des fonds (ou des paiements de péréquation) aux provinces moins nanties afin d'égaliser le potentiel fiscal de toutes les provinces. Cette intervention permettrait aux provinces moins favorisées de fournir, si elles le désirent, un niveau de services publics correspondant à la moyenne nationale et ce, à des taux d'imposition comparables d'une province à l'autre[1].

Le programme de péréquation est devenu une des normes sociales de la société canadienne, au point même qu'il sera probablement enchâssé dans la nouvelle Constitution[2]. De l'avis de certains, cependant [notamment Scott (1952) et Courchene (1970, 1978a, 1978b)], cette situation entraîne certains coûts. Nous en venons donc au rôle des mouvements migratoires; le problème serait que les paiements de péréquation, dans la mesure où ils maintiennent une équité ou un équilibre horizontal entre les citoyens du Canada sur la base de la province de résidence, peuvent produire, par le biais de leur incidence sur les taux de taxation et les niveaux de services publics des provinces, une répartition plus décentralisée de la population que ce ne serait le cas si le gouvernement fédéral ne tentait pas d'égaliser les potentiels fiscaux. Cela entraîne une certaine inefficacité économique et il s'ensuit une réduction du revenu par habitant dans l'ensemble du pays si les gens sont incités à demeurer dans les régions moins nanties du pays ou à se déplacer vers ces régions où leur productivité marginale est inférieure à ce qu'elle serait dans les régions plus riches[3].

L'idée voulant que les paiements de péréquation engendrent une certaine inefficacité au niveau de l'affectation régionale des ressources s'est d'abord répandue au Canada dans le contexte des débats de l'après-guerre entourant les stratégies de développement régional dans les provinces de l'Atlantique. C'est sans doute Courchene qui a le mieux soutenu la thèse voulant que les paiements de péréquation et programmes de transfert « connexes » (sur lesquels nous reviendrons plus loin) soient au moins en partie responsables du fait que le revenu gagné par habitant dans les provinces de l'Atlantique demeure toujours inférieur à la moyenne nationale. Selon Courchene, cette situation d'infériorité chronique laisse supposer que les productivités marginales de certaines personnes résidant dans les provinces de l'Atlantique sont inférieures à ce qu'elles seraient dans les provinces relativement plus riches et que les migrations vers l'Ontario (par exemple) entraîneraient une égalisation des productivités entre les régions, une baisse des disparités régionales et une hausse du revenu par habitant au niveau national. Cependant, les forces du marché [voir Hicks (1932)] qui ont naturellement tendance à susciter ces migrations des régions à faible revenu vers les régions à revenu élevé et, par conséquent, à égaliser le revenu gagné dans l'ensemble du pays sont présumées avoir été « court-circuitées » par une structure budgétaire qui, par le biais du régime de péréquation, subventionne les gens qui résident dans les régions économiquement faibles.

Courchene a poussé l'analyse plus loin pour soutenir que les problèmes de développement régional sont largement imputables aux politiques gouvernementales canadiennes axées sur le lieu de résidence plutôt que sur les individus. La péréquation ne constitue qu'un des nombreux programmes de transfert dont les critères sont appliqués en fonction des limites territoriales provinciales, en tant que telles, plutôt qu'en fonction des personnes résidant à l'intérieur de ces limites. Conjugués aux paiements de péréquation, les programmes comme l'assurance-chômage et les subventions conditionnelles qui sont établis en fonction des caractéristiques régionales et qui comprennent d'ailleurs des éléments de péréquation implicites peuvent tous contribuer à nuire indûment au processus de l'ajustement interrégional en subventionnant les décisions relatives au lieu de résidence[4].

De plus, toujours d'après Courchene (1978b), tout le système des transferts aux particuliers et entre gouvernements encourage les provinces moins nanties à adopter des lois susceptibles de nuire à la croissance à long terme du revenu gagné dans leur territoire. Donc, en plus d'avoir des effets directs sur les décisions relatives aux migrations, les programmes de transfert influent sur le comportement politique des provinces, ce qui contribue à créer une situation où certaines provinces deviennent de plus en plus tributaires des transferts; il se crée alors ce que l'on pourrait appeler des dépendances à l'égard de l'assistance sociale. Le problème tient au fait que le système de transferts réduit le coût politique des législations provinciales qui tendent à maintenir les disparités régionales. Ainsi, lorsque les gouvernements des provinces de l'Atlantique ou du Québec augmentent le salaire minimum, ils n'assument pas entièrement le coût politique de la hausse du chômage chez les jeunes ou les personnes non qualifiées. Le programme d'assurance-chômage du gouvernement fédéral soutiendra ces personnes. De plus, le fait que le programme d'assurance-chômage soit devenu après 1971 relativement plus généreux à

l'égard des provinces moins nanties n'a fait qu'accroître les incitations ayant des effets négatifs[5].

Prenons un autre exemple des répercussions politiques que peut avoir l'objectif de l'équilibre financier horizontal. Lorsqu'une politique provinciale contribue à réduire l'assiette fiscale de cette province par rapport à sa population, le régime de péréquation compense cet écart en remplaçant, dans une certaine mesure, les recettes fiscales propres de la province. Les paiements de péréquation sont donc une forme d'impôt négatif sur le revenu pour les provinces. Cela signifie que toutes les provinces bénéficiant de paiements de péréquation ne prennent peut-être pas autant de soin à maintenir des politiques qui pourraient mener à une croissance à long terme du revenu gagné, puisque ces subventions réduisent les coûts politiques résultant de l'absence de telles initiatives. Comme ce sont uniquement les provinces les plus défavorisées qui bénéficient de paiements de péréquation, il semble évident que les politiques provinciales qui influent sur l'activité du secteur privé sont peu susceptibles de contribuer à réduire, avec le temps, les disparités régionales.

Il est sans doute juste de dire que l'analyse exposée plus haut, que l'on peut qualifier de « thèse de la dépendance à l'égard des transferts », est devenue un argument majeur dans les débats entourant les politiques régionales au Canada et ce, avec raison. Il s'agit en effet d'une analyse claire, cohérente, fondée sur la théorie économique néo-classique orthodoxe. Une partie de cette thèse a cependant été contestée, soit celle qui a trait aux effets néfastes du régime de péréquation sur les décisions relatives aux migrations. À la suite de Graham (1963, 1964), un certain nombre d'auteurs canadiens, notamment Boadway et Flatters (1981a, 1981b, 1982), ont soutenu que le régime de péréquation, ou toute politique équivalente, est nécessaire à l'allocation efficace des facteurs de production à l'échelle du pays[6].

Graham prétend qu'étant donné que les provinces plus riches ont accès à des rentes sur les ressources naturelles supérieures à la moyenne (nationale) ou à un revenu sur le marché par habitant supérieur à la moyenne, elles peuvent, en l'absence d'un régime de péréquation, appliquer des taux d'imposition sur le revenu des particuliers inférieurs à ceux des provinces moins nanties tout en fournissant un même niveau de services publics par habitant (ou fournir un niveau supérieur de services pour un même taux d'imposition). Pour cette raison, certaines personnes peuvent choisir de quitter les régions désavantagées même si leur productivité marginale est supérieure dans ces régions. Ainsi, ces personnes ne seraient pas uniquement intéressées à leur revenu sur le marché, mais aussi aux avantages financiers nets qu'elles peuvent retirer, ceux-ci correspondant à la valeur des services publics reçus moins le montant d'impôt payé. En d'autres mots, un pêcheur de Terre-Neuve peut déménager à Toronto s'il a l'impression que, pour un niveau d'imposition semblable, il pourra obtenir une meilleure éducation pour ses enfants. Sa contribution à la production nationale peut cependant fort bien être plus faible à Toronto que dans sa province natale.

De façon générale, l'équilibre migratoire d'un individu ne sera atteint que lorsque la somme de son revenu sur le marché et de ses avantages financiers nets sera identique dans toutes les régions. Dans la mesure où il existe des différences interprovinciales sur le plan des avantages financiers nets, les niveaux de revenu sur le marché ne seront pas identiques d'une région à l'autre et, partant, le revenu national par habitant ne sera pas aussi élevé qu'il pourrait l'être. Étant donné que le problème fondamental est lié au fait que les décisions migratoires sont motivées, en partie, par les écarts interrégionaux qui existent au niveau des avantages financiers nets, une solution réside dans la mise en place d'un programme de péréquation qui éliminerait ces écarts. En présence d'un tel programme, la structure budgétaire deviendrait un facteur négligeable dans les décisions relatives aux migrations. Un tel programme permettrait aussi d'assurer le maintien d'un équilibre financier horizontal. Ainsi, d'après Graham, on se trouve en présence de l'un des rares cas où les politiques visant à promouvoir l'efficacité et les politiques visant à favoriser l'équité n'imposent pas d'arbitrage entre l'équité et l'efficacité. Le même régime de péréquation peut permettre d'atteindre les deux objectifs.

Il est intéressant de souligner que les arguments que nous venons de formuler en faveur de la péréquation, et qui ont initialement surgi au Canada dans le contexte des débats sur des stratégies de développement pour la région de l'Atlantique, peuvent aussi être appliqués au cas des migrations vers les provinces de l'Ouest riches en ressources [voir notamment Boadway et Flatters (1981a, 1981b) ou Wilson, Percy et Norrie (1980)]. Les mouvements migratoires nets vers l'Alberta, qui, comme nous le verrons plus loin, se sont fortement accrus depuis la hausse des prix du pétrole imposée en 1973 par l'Organisation des pays exportateurs de pétrole, sont inefficaces s'il s'agit tout simplement de saisir les rentes économiques sur les ressources naturelles par le biais du régime budgétaire de l'Alberta. En effet, dans un tel cas, les mouvements migratoires sont indépendants de la productivité marginale des facteurs en jeu et entraînent nécessairement une certaine inefficacité économique, ainsi qu'une diminution du revenu par habitant à l'échelle nationale. Le fait que les gouvernements

provinciaux recueillent les rentes sur les ressources pose certes des problèmes dont la solution est, de toute évidence, un programme de péréquation fondé sur les recettes au titre des ressources naturelles; ainsi, les rentes sur les ressources naturelles deviendraient un facteur négligeable dans les décisions relatives aux migrations. Dans un tel cas, l'application de l'analyse de Graham nous amènerait à conclure que, à l'heure actuelle, les mouvements migratoires vers l'Ouest sont trop élevés, puisque la présente formule de péréquation ne tient pas pleinement compte des recettes provinciales au titre des ressources naturelles.

L'argument de Graham, bien qu'il soit fondé sur la même théorie néo-classique des mouvements migratoires que celle de Courchene, est restreint aux effets (positifs) du régime de péréquation sur les mouvements migratoires. Pour sa part, Courchene s'intéresse à l'éventail complet des politiques gouvernementales qui, selon lui, peuvent nuire aux mécanismes d'ajustement interrégional – principalement les mouvements migratoires – qui auraient autrement tendance à favoriser la croissance économique et à égaliser les niveaux de revenu gagné à l'échelle du pays. Courchene pourrait reconnaître que, sur la base de sa propre analyse, Graham avait raison au sujet de la péréquation, lorsqu'elle est calculée « correctement », mais il soutiendrait néanmoins que le problème fondamental est lié au fait que d'autres programmes de transfert importants, notamment les variations régionales de l'assurance-chômage, sont liés au lieu de résidence. De plus, étant donné qu'il se préoccupait de l'incidence du système de transferts sur la politique économique des provinces, Courchene pourrait soutenir que Graham a négligé la tendance de la péréquation à susciter des politiques provinciales relatives à l'activité privée qui ne favorisent pas la croissance à long terme de la province. En d'autres termes, Courchene pourrait soutenir que l'analyse de Graham résiste difficilement à celle d'un autre modèle de comportement provincial car, dans cet autre modèle (celui de Courchene), l'incidence positive de la péréquation sous l'angle de l'efficacité peut être neutralisée par les coûts sociaux qu'elle engendre au niveau du comportement politique des provinces.

L'hypothèse de la causalité cumulative de Myrdal (1957) est une théorie relativement différente du sous-développement régional, théorie plus fondamentalement opposée à l'analyse de Courchene et qui aurait tendance à favoriser un éventail très vaste de programmes de transfert adaptés aux différentes régions. Cette théorie a été acceptée à des degrés divers dans les ouvrages portant sur le développement régional, domaine de l'analyse économique où l'on n'a jamais pleinement accepté la version néo-classique des ajustements du marché du travail [voir, par exemple, Holland (1976), ou Armstrong et Taylor (1978)].

D'après la théorie de Myrdal, l'émigration que connaîtraient les provinces de l'Atlantique en raison, par exemple, d'un déplacement important de l'activité économique de la côte est vers le centre du pays est de nature sélective, en ce sens qu'elle draine la côte de sa main-d'œuvre hautement spécialisée et produit des changements défavorables dans la structure des âges de la population restante. Ces mouvements migratoires entraînent un long processus de détérioration de l'économie des provinces de l'Est, processus au cours duquel les assiettes fiscales se retrécissent, ce qui oblige les provinces à hausser leur taux de taxation pour compenser les sommes perdues, précipite des mouvements d'émigration supplémentaires, et ainsi de suite.

Il importe de souligner que, pour Myrdal, les mouvements migratoires ne constituent pas un mécanisme d'équilibre comme c'est le cas dans le modèle néo-classique du processus d'ajustement du marché du travail. Au contraire, l'intervention gouvernementale est nécessaire pour éliminer les disparités régionales qui persistent, pour retarder, voire renverser, le processus de détérioration de l'économie. Un programme de transfert entre gouvernements ou particuliers s'impose pour permettre aux gouvernements des régions en déclin d'empêcher les taux de taxation de grimper.

Autre thèse de l'arbitrage entre l'équité et l'efficacité

Récemment, Boadway et Flatters (1982) ont présenté une autre thèse sur l'arbitrage entre l'équité et l'efficacité, arbitrage qui est inhérent aux considérations d'équité et d'efficacité relatives aux recettes provenant des ressources naturelles possédées par les provinces.

Dans l'analyse de Boadway et Flatters, comme dans celle de Graham, l'efficacité exige que soient éliminées toutes les différences interprovinciales sur le plan des avantages financiers nets provenant des recettes au titre des ressources naturelles sous contrôle provincial. L'efficacité économique exige que les facteurs de production soient répartis entre les diverses activités économiques (y compris celles qui se trouvent dans d'autres provinces lorsque cela constitue une option) par le biais de signaux liés à leur productivité dans ces différents endroits. Or, les différences interprovinciales sur le plan des avantages financiers nets provenant des ressources naturelles ont tendance à créer des distorsions dans les signaux du marché. La seule solution consiste à

éliminer la source même du problème, c'est-à-dire ces différences sur le plan des avantages financiers nets. De l'avis des deux auteurs, l'efficacité économique nécessite donc une pleine péréquation des différences interprovinciales sur le plan des avantages financiers nets provenant des activités des gouvernements provinciaux dans le secteur des ressources.

Leur analyse des facteurs permettant d'assurer l'équité dans un tel cas diffère cependant de celle de Graham. Comme ce dernier, ils concluent certes que la forme du programme de péréquation approprié sera (par hasard) la même, que l'on vise des objectifs d'équité ou d'efficacité. Toutefois, si l'on accepte la propriété provinciale des ressources, le montant de péréquation nécessaire pour assurer l'équité horizontale est, selon Boadway et Flatters, inférieur à celui qui s'impose pour assurer l'efficacité.

Voici leur raisonnement. Dans le régime fiscal fédéral, l'équité horizontale exige que les Canadiens qui se trouvent dans une situation financière semblable, mais résidant dans des régions différentes, puissent jouir d'un niveau de vie relativement semblable[7]. Cependant, s'il existe des différences interprovinciales dans les recettes fiscales par habitant au titre des ressources, il y aura généralement des différences correspondantes dans les avantages financiers nets dont jouissent les résidents des diverses provinces; les provinces plus riches pourront fournir le même niveau de services publics par habitant en appliquant des taux d'imposition moyens plus faibles au revenu des particuliers sur le marché. Le régime fiscal fédéral, fondé uniquement sur le revenu des particuliers sur le marché, ne permettra pas d'atteindre l'équité horizontale puisque les personnes dont les niveaux de revenu global (y compris les avantages financiers au titre des ressources) sont identiques seront traitées différemment en vertu d'un tel régime fiscal. Il s'impose alors de mettre en place un mécanisme supplémentaire (comme le programme de péréquation) qui puisse permettre de réduire les différences sur le plan des biens et services que les gouvernements provinciaux peuvent fournir à leurs citoyens à un niveau de coûts semblable.

Jusqu'à maintenant, cette analyse est fondamentalement la même que celle de Graham, mais Boadway et Flatters soulignent qu'il existe en fait deux approches distinctes à la solution de ce problème d'équité, chacune étant fondée sur une conception différente de l'équité horizontale. C'est ce qu'ils appellent les conceptions « globale » et « restreinte » de l'équité.

La conception globale de l'équité suppose l'établissement d'un régime budgétaire national qui soit horizontalement équitable en ce qui concerne les actions des divers ordres de gouvernement, à savoir le gouvernement fédéral et les provinces. Dans cette perspective, deux personnes qui se trouvent dans une situation identique avant l'intervention du gouvernement provincial doivent le demeurer par la suite. Pour que le régime fiscal fédéral assure ce genre d'équité horizontale, le gouvernement fédéral doit tenir compte des inéquités horizontales introduites à l'échelle nationale par le comportement indépendant des provinces et, pour ce faire, il doit neutraliser les interventions des gouvernements provinciaux qui détruisent l'égalité de la situation initiale de deux individus.

La conception restreinte veut que le gouvernement fédéral considère comme point de départ le niveau de revenu réel atteint par les citoyens après que les régimes budgétaires provinciaux ont été mis en place. Dans ce cas, le gouvernement fédéral doit uniquement veiller à ce que deux personnes qui se trouvent dans une même situation après l'intervention budgétaire des gouvernements provinciaux se retrouvent dans une situation identique après le budget fédéral. Dans cette perspective, le budget fédéral ne doit pas chercher à neutraliser entièrement les inéquités horizontales introduites à l'échelle du pays par les gouvernements provinciaux.

La conception globale de l'équité exigerait qu'on ait recours à des paiements de péréquation pour éliminer toutes les différences interprovinciales sur le plan des avantages financiers nets par habitant. Cette conception suppose donc une pleine péréquation de toutes les différences interprovinciales dans les recettes fiscales par habitant au titre des ressources. Du point de vue financier, cela correspondrait à la situation d'un État unitaire où toutes les recettes fiscales au titre des ressources reviendraient au gouvernement central et seraient utilisées pour financer un ensemble uniforme de services « provinciaux » offerts dans l'ensemble du pays. Ce genre de solution semble implicite dans les arguments présentés par Graham[8].

La solution correspondant à la conception restreinte de l'équité nécessiterait une réduction beaucoup plus faible des différences, par habitant, relevées au niveau des avantages financiers nets tirés des ressources. Selon cette conception, ces avantages financiers sont réputés faire partie du revenu des particuliers avant l'impôt et les transferts fédéraux, de sorte que l'inéquité horizontale n'existe que si le régime fédéral de transferts et de taxation ne s'applique pas à ces avantages financiers qui représentent une part du revenu. La solution consisterait à ajouter au revenu personnel (ou à en soustraire) dans chacune des provinces un montant correspondant aux avantages (ou aux désavantages) de chacun des

résidents imputables au fait même de résider dans une province dont les recettes fiscales au titre des ressources sont supérieures (ou inférieures) à la moyenne et, en fait, à taxer ces sommes comme toute autre forme de revenu. Cela pourrait se faire par le biais d'un régime de péréquation qui porterait uniquement sur une partie des écarts de recettes fiscales par habitant tirées des ressources, la proportion à égaliser étant déterminée par le taux marginal d'imposition du gouvernement fédéral dans chacune des provinces[9]. Un jugement de valeur fondamental sous-tend cette analyse, à savoir qu'il est correct sur le plan de l'éthique et/ou nécessaire du point de vue constitutionnel d'accorder des droits de propriété sur les recettes fiscales tirées des ressources naturelles aux résidents des provinces où se trouvent ces ressources.

Ainsi, Boadway et Flatters concluent que si l'on ne désire pas atténuer la propriété provinciale des resssources naturelles accordée par la Constitution canadienne, l'équité horizontale ne nécessite pas une pleine péréquation de tous les avantages financiers associés aux recettes au titre des ressources des provinces. Cela entraîne toutefois certaines pertes du point de vue de l'efficacité dans la mesure où les migrants sont attirés par cette partie des avantages financiers au titre des ressources qui sont propres à chacune des provinces et qui ne font pas l'objet d'une péréquation à l'échelle du pays.

Mouvements migratoires et propriété des rentes économiques sur les ressources naturelles

Avant d'être appliquée concrètement, l'analyse de Boadway et Flatters nécessite de toute évidence la prise d'une décision au sujet de la propriété des rentes économiques. Les rentes sur les ressources et les possibilités de consommation et de développement économique qui y sont associées appartiennent-elles aux résidents de la province où se trouvent ces ressources ? Tous les Canadiens devraient-ils y avoir également droit, quelle que soit leur province de résidence ?

Au Canada, le conflit que soulève cette question se manifeste partiellement dans les débats entourant la répartition des rentes entre les divers ordres de gouvernement. Les gens qui croient que les ressources naturelles constituent un héritage national ont évidemment tendance à préconiser qu'une part considérable des rentes revienne au gouvernement fédéral, ou encore, ce qui revient au même, à favoriser un régime de péréquation dont la formule tiendrait pleinement compte des recettes sur les ressources. Par contre, les personnes qui estiment que les droits de propriété reviennent aux provinces et à leurs résidents ont plutôt tendance à exclure les rentes économiques du régime financier fédéral.

Les mouvements migratoires sont au cœur de ce débat; on pourrait soutenir que le conflit relatif aux rentes sur les ressources naturelles est fondamentalement dû au fait qu'un grand nombre de personnes ne peuvent ou ne désirent pas émigrer vers l'Ouest pour obtenir leur part des avantages actuels ou futurs provenant des recettes provinciales au titre de l'exploitation pétrolière et gazière [Scott (1980)]. Si les mouvements migratoires n'entraînaient aucun coût et qu'il n'y avait aucune capitalisation des rentes sur le pétrole et le gaz dans les prix du logement, la hausse des rentes tirées de ces ressources pourrait entraîner des mouvements migratoires vers l'Ouest qui diminueraient considérablement la portée du débat politique actuel. En effet, il importe peu aux citoyens qu'un gouvernement ou un autre « possède » les ressources actuelles ou qu'un gouvernement utilise les recettes sur les ressources de quelque façon que ce soit dans l'avenir, puisque toute répartition initiale défavorable peut être compensée par les mouvements migratoires. Cependant, la migration entraîne certains coûts. Ainsi, décider entre le partage national des rentes économiques par le biais d'un accès direct du gouvernement fédéral aux ressources (ce qui atténue l'importance des migrations comme moyen de distribuer les rentes à l'échelle du pays) et l'absence d'un tel partage (de sorte que l'on se fie implicitement sur les mouvements migratoires vers l'Ouest comme mécanisme de partage) représente un choix fondamental en ce qui a trait aux droits de propriété.

Compte tenu de l'analyse précédente de l'arbitrage entre l'équité et l'efficacité, il convient de souligner que les mouvements migratoires destinés à récolter certaines rentes économiques sur les ressources naturelles d'une province peuvent dissiper partiellement ces rentes, puisqu'il peut en résulter une mauvaise allocation d'une bonne part de la main-d'œuvre qui afflue dans les provinces riches en ressources, ce qui diminue le revenu national par habitant. Compte tenu de cette dissipation des rentes économiques, certains ont soutenu que l'on pourrait éviter tout conflit au sujet de la propriété des recettes au titre des ressources naturelles de l'Ouest. Supposons, par exemple, qu'il y ait effectivement des mouvements migratoires vers l'Alberta en vue d'obtenir une part des avantages financiers qu'on y retrouve. Les résidents initiaux de l'Alberta ne peuvent-ils pas alors adopter l'attitude suivante [Wilson, Percy et Norrie (1980), pp. 26-28] ? Ils pourraient informer les personnes ayant récemment émigré en vue d'obtenir des avantages financiers (par opposition aux personnes ayant émigré en réponse à

un déséquilibre réel du marché des facteurs) qu'ils leur verseront une part de ces rentes (des paiements de « péréquation »), équivalente à ce que ces personnes ont l'impression d'obtenir en déménageant dans l'Ouest, si elles acceptent de retourner à leur emploi initial. (On suppose évidemment que l'on puisse distinguer les deux catégories de migrants.) Les résidents initiaux de l'Ouest savent que leur situation sera la même, puisqu'ils ne font que transférer à ces personnes ce qu'elles obtiennent de toute manière en déménageant dans l'Ouest. Le gain de production obtenu grâce à l'augmentation de l'emploi dans les industries manufacturières de l'Est dépassera, par une certaine marge, la perte résultant de la contraction des activités dans l'Ouest (puisque la contribution marginale à la production de l'Ouest était inférieure à celle de l'Est d'un montant correspondant aux avantages financiers dont bénéficiait un résident de l'Ouest). Les résidents de l'Ouest et du reste du pays pourront alors prendre cette production supplémentaire, qui représente un gain net pour l'ensemble du pays, l'exporter vers la France, et fournir à tous les résidents du Canada un approvisionnement de six mois en vin français.

C'est ce vin que nous ne recevons pas dans le cadre des accords fiscaux actuels, manifestation physique de cette dissipation des rentes qui est censée favoriser l'apport d'une solution au conflit relatif au droit de propriété par le biais du régime de « péréquation ». Nous ne pouvons toutefois échapper aussi facilement au conflit relatif à la propriété des ressources naturelles. En effet, les gains de l'échange présentés plus haut n'intéressent que les personnes de l'Est du pays qui ont déjà émigré vers l'Ouest. Il n'existe aucune raison de penser que les autres résidents de l'Est seraient satisfaits de cette solution à la dissipation des rentes, surtout s'ils n'ont aucunement l'intention de déménager dans l'Ouest.

Certains soutiennent que les provinces de l'Ouest tenteront toujours d'empêcher l'immigration et la diminution des droits de propriété qui en résulte pour leurs résidents actuels, tant que la répartition des rentes sur les ressources entre les diverses provinces ne supposera pas la disparition totale de la propriété provinciale [Hartle (1980)]. À moins que les provinces de l'Ouest ne puissent contrôler les migrations interprovinciales, les mêmes rentes sur les ressources naturelles auront tendance à être partagées de plus en plus également par l'ensemble de la population du pays, puisque les résidents de l'Est déménageront vers l'Ouest pour éviter que les termes de l'échange n'évoluent en faveur de l'Ouest en raison d'une hausse des prix du gaz et du pétrole, ou pour tenter d'obtenir directement une part des rentes sur les ressources naturelles par le biais des régimes budgétaires des provinces de l'Ouest. C'est peut-être là une des raisons pour lesquelles les recettes tirées des ressources de l'Alberta ne se traduisent pas pleinement à l'heure actuelle par des niveaux supérieurs de services publics ou des taux d'imposition plus faibles, mais sont retenues en partie dans le fonds du patrimoine. Il est intéressant de noter qu'une étude récente du cas de l'Alaska semble indiquer que des réductions d'impôt sur le revenu des particuliers ne permettent pas en fait d'améliorer réellement le bien-être des résidents de l'Alaska. Kresge et Seiver (1978) ont observé que les mouvements migratoires suscités par de telles réductions dissiperaient rapidement les gains des résidents initiaux au titre du revenu disponible par habitant. Ils ont aussi constaté que l'accroissement de population qui en résulterait entraînerait des dépenses publiques supplémentaires considérablement plus élevées que la valeur de la diminution initiale de l'impôt.

On peut donc avancer que la conclusion d'accords fiscaux entre le gouvernement fédéral et les provinces pour tenter de régler le conflit que soulève la propriété des ressources naturelles devra être complétée par une législation définissant correctement la capacité des gouvernements provinciaux à régir les migrations interprovinciales. Plus on se fie sur les mouvements migratoires et moins on se fie sur le système budgétaire fédéral pour assurer le partage des recettes au titre des ressources à l'échelle du pays, plus les débats entourant ce genre de législation s'intensifieront.

Nécessité de données empiriques et rôle de ces données sur les relations entre les mouvements migratoires internes et la structure budgétaire

Comme nous l'avons démontré, l'existence d'une relation entre les mouvements migratoires internes et la structure budgétaire peut revêtir une importance considérable pour le bien-être économique de l'ensemble des Canadiens. La sensibilité des mouvements migratoires aux différences interrégionales au niveau de la structure des finances publiques peut être un important déterminant du niveau et des variations régionales du revenu gagné par habitant, ainsi que de la nature des droits de propriété provinciaux sur les ressources naturelles[10]. Pourtant, en dépit de cette importance potentielle et bien que plusieurs études empiriques aient analysé les mouvements migratoires internes au Canada, la plupart des travaux n'ont porté que sur les déterminants non gouvernementaux des mouvements migratoires. Le manque de données sur l'existence réelle de mouvements migratoires suscités par l'activité financière

des gouvernements a récemment été souligné par Boadway [(1980), pp. 48-90], Vanderkamp [(1980), pp. 234-235], ainsi que McMillan et Norrie [(1980), p. 216], entre autres. À ce stage de la présente étude, les auteurs tenteront de combler ces lacunes sur le plan empirique en estimant la nature et l'étendue des mouvements migratoires interprovinciaux suscités par les structures budgétaires en place.

Objet de la présente étude

Boadway [(1980), p. 49] a souligné la nécessité d'étudier les mouvements migratoires en fonction de la structure des finances publiques au Canada.

> De tous les domaines du fédéralisme fiscal, les relations entre les transferts, les mouvements migratoires et le développement économique sont sans doute l'un des sujets les plus appropriés à des recherches économiques. Nombre des arguments en faveur des paiements de péréquation, ou contre ces paiements, reposent sur ces relations empiriques qui n'ont cependant pas encore été vérifiées (traduction libre).

Cette affirmation, comme notre exposé précédent sur l'arbitrage entre l'équité et l'efficacité, indique qu'il existe au moins deux relations distinctes qui ne sont pas très bien comprises. La première est la relation entre les mouvements migratoires et la structure budgétaire. La seconde a trait aux conséquences des mouvements migratoires sur la croissance économique[11]. Les recherches empiriques effectuées dans le cadre de la présente étude portent directement et uniquement sur la première relation. Nous ne cherchons pas à résoudre – et en fait nous ne pouvons sans doute pas le faire – de façon définitive les débats soulevés autour de l'incidence des mouvements migratoires sur la croissance économique ou les disparités régionales; le genre de recherches que nous avons entrepris comporte des limites. Certains auteurs les ont toutefois ignorées [voir, par exemple, Matthews (1981), p. 280].

Les données empiriques sur l'importance des mouvements migratoires suscités par les structures budgétaires peuvent cependant indiquer si les responsables des politiques doivent s'intéresser au débat engagé sur l'arbitrage entre l'équité et l'efficacité et, de ce point de vue proprement politique, c'est sans doute là la contribution la plus importante de la recherche empirique présentée ici. Il ne faut pas oublier que si l'on accepte la propriété provinciale des ressources naturelles, les considérations relatives à l'équité n'exigent pas, dans la perspective de Boadway et Flatters, une pleine péréquation des dépenses provinciales financées par les recettes au titre de ces ressources, ce qui entraîne un coût sur le plan de l'efficacité dans la mesure où les migrants sont précisément attirés par cette partie des recettes sur les ressources naturelles non assujettie à la péréquation. Cependant, si l'on observe que la relation entre les mouvements migratoires et les recettes provinciales sur les ressources naturelles est extrêmement faible, il est évident que le coût, en termes d'efficacité, de ne procéder qu'à une péréquation partielle serait faible. Dans un tel cas, on pourrait choisir une formule de péréquation uniquement fondée sur des considérations d'équité. De même, l'incidence potentiellement négative des transferts entre gouvernements, ou entre particuliers, sur le développement économique régional, auquel s'intéresse Courchene, serait d'un moins grand intérêt pour les responsables des politiques si l'on pouvait démontrer que la structure des finances publiques n'a, en fait, qu'une faible incidence sur les décisions d'émigrer des régions les plus pauvres du pays.

En ce qui concerne le second débat mentionné plus haut et suscité par le conflit entourant la propriété des rentes sur les ressources naturelles, les recherches sur l'importance des mouvements migratoires suscités par les structures budgétaires ne seront sans doute pas très utiles pour éclairer les choix politiques de l'heure. Même si l'on pouvait démontrer que les mouvements migratoires sont très sensibles à la hausse des recettes fiscales sur le pétrole et le gaz de l'Ouest, et laisser ainsi entendre que le conflit soulevé par les rentes sur les ressources pourrait se régler de lui-même à long terme, cela ne rassurerait sans doute pas tellement les citoyens qui, pour le moment, ont à faire face aux coûts de la migration. Les gens de l'Est préféreraient sans doute demeurer en Ontario, par exemple, et voir les rentes leur être transférées directement. Ils exerceraient toujours des pressions sur leurs députés au Parlement fédéral, les invitant ainsi à militer fortement en faveur d'une atténuation directe de la propriété provinciale sur les ressources naturelles.

Ainsi, d'un point de vue politique, notre étude porte surtout sur le premier des deux débats analysés dans le présent chapitre. C'est ce que reflèteront les chapitres qui suivent.

Tendances récentes des mouvements migratoires entre les provinces et rôle potentiel de la structure budgétaire

Avant de passer aux détails de l'analyse économétrique des migrations suscitées par la structure des finances publiques, il est utile d'étudier brièvement les tendances récentes des migrations interprovinciales et d'évaluer de façon approximative la possibilité que la structure budgétaire ait un rôle à jouer dans l'explication de ces mouvements migratoires.

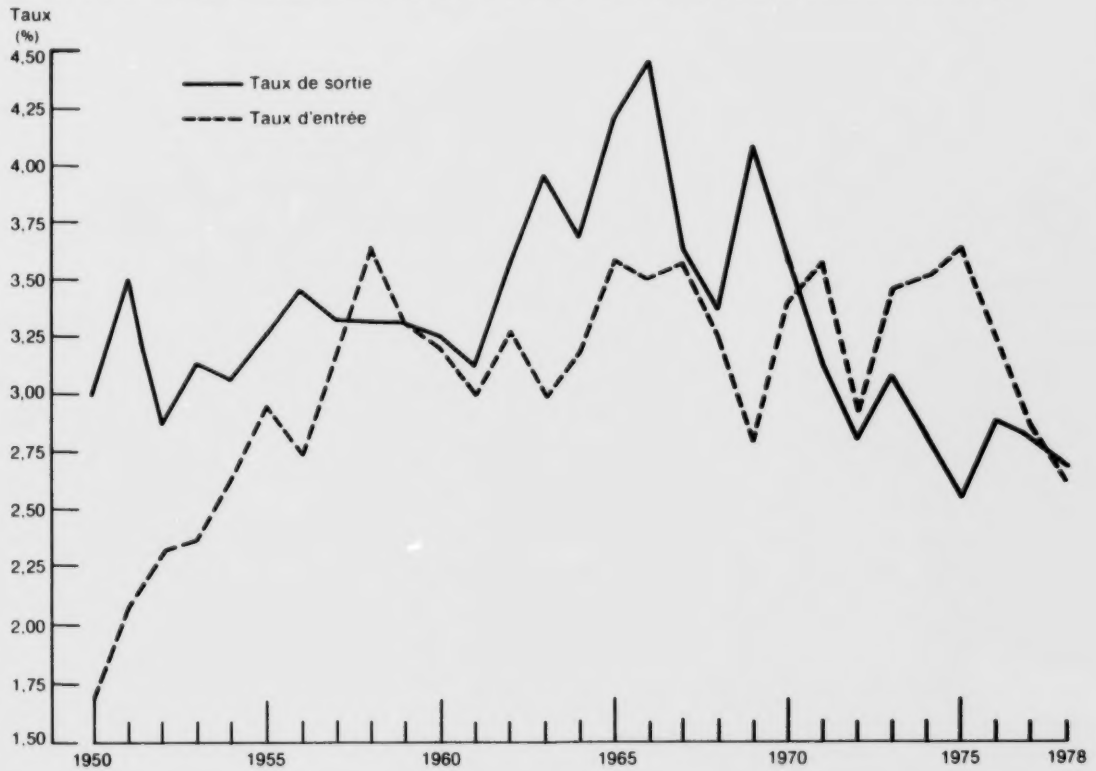
Au cours des dix ou quinze dernières années, les mouvements migratoires entre les provinces canadiennes ont de toute évidence indiqué des tendances nouvelles. Après une décennie d'émigration nette qui a atteint un sommet de 118 000 départs entre 1961 et 1971, les provinces de l'Atlantique ont commencé à enregistrer un solde migratoire interprovincial positif au début des années 70. C'est à peu près à la même époque que l'Ontario a noté une baisse du nombre d'immigrants qu'elle recevait généralement et a même enregistré un déficit migratoire en 1974. L'Alberta, qui avait connu quatre phases successives de soldes migratoires positifs et négatifs entre 1950 et 1967, a de nouveau enregistré une migration nette positive, mais cette fois, à des taux sans précédent qui, depuis 1974, ont toujours dépassé de 1 % la population de la province.

Les graphiques 1-1 à 1-3 illustrent l'évolution de ces mouvements migratoires pour le Nouveau-Brunswick, l'Ontario et l'Alberta; les changements dans les tendances migratoires interprovinciales dont font état ces trois graphiques sont confirmés de façon plus générale par le tableau 1-1[12]. Après avoir examiné les mouvements des soldes migratoires provinciaux exposés dans le tableau 1-1, Boadway et Green [(1981), p. 5] ont aussi conclu qu'il y avait eu un « déplacement » des tendances migratoires internes. À leur avis, c'est dans les années 70 que nous avons observé simultanément, pour la première fois depuis un siècle, un exode des provinces du centre et des entrées nettes à la fois en Alberta (et en Colombie-Britannique) et dans les provinces maritimes.

De prime abord, on pourrait être tenté de penser que cette évolution récente des soldes migratoires internes est au moins en partie imputable aux changements qui ont modelé, au cours de cette même période, les structures budgétaires des provinces intéressées.

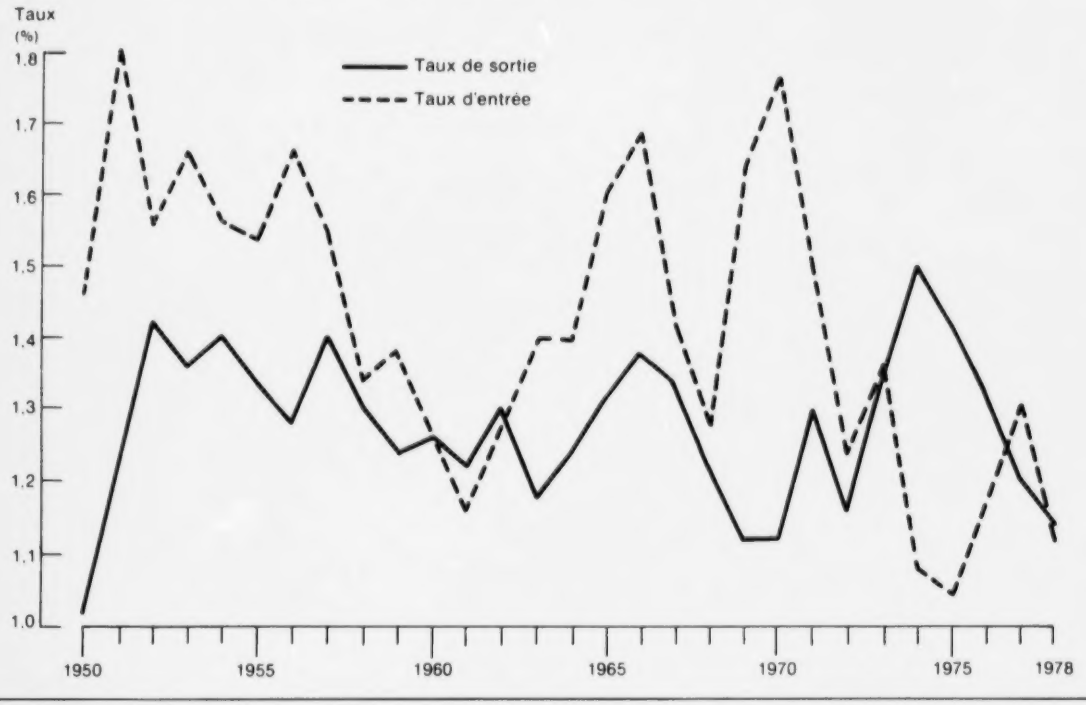
Graphique 1-1

Taux d'entrée et de sortie brutes des comptes d'allocations familiales, Nouveau-Brunswick, 1950-1978



Graphique 1-2

Taux d'entrée et de sortie brutes des comptes d'allocations familiales, Ontario, 1950-1978



Les flux migratoires vers l'Ouest peuvent avoir été suscités par la forte montée du prix des hydrocarbures sur les marchés internationaux au début des années 70, qui a produit une croissance considérable des rentes sur les ressources naturelles dont une partie est transmise aux résidents de la Saskatchewan, de la Colombie-Britannique et surtout de l'Alberta par le biais des régimes budgétaires de ces provinces. Ainsi, l'Alberta n'impose actuellement aucune taxe sur les ventes, affiche le taux d'impôt sur le revenu des particuliers le plus faible au pays et dispose de fonds pour le financement futur des services publics grâce à son fonds du patrimoine qui est exempt d'impôt et dont la valeur pourrait atteindre 15 milliards de dollars en 1984 [Helliwell et Scott (1981), p. 29]. Le tableau 1-2, qui fait état des recettes fiscales indirectes sur les ressources naturelles, par habitant et par province, montre clairement que l'écart s'élargit sans cesse en faveur des trois provinces les plus à l'ouest du pays[13].

Le solde migratoire positif enregistré récemment par les provinces de l'Atlantique pourrait résulter en partie de changements apportés à la Loi sur l'assurance-chômage, à savoir l'assouplissement des critères d'admissibilité aux prestations (à partir de 1977) et des périodes de prestations plus longues (à partir de 1972) pour les régions où le taux de chômage dépassait la moyenne nationale, ainsi que de l'augmentation du financement fédéral par habitant du « déficit de la balance des paiements » de la région de l'Atlantique par rapport au reste du pays par le biais de paiements de péréquation et d'autres programmes de transfert entre gouvernements et aux particuliers. Le tableau 1-3, qui présente une synthèse des transferts par habitant du gouvernement fédéral à l'intention des particuliers des diverses provinces, montre que ces transferts sont en fait plus élevés dans les provinces de l'Atlantique qu'en Ontario, cette province étant l'origine de la plupart des mouvements migratoires vers la région de l'Atlantique et la destination de la plupart des départs de cette même région. Il montre aussi que l'avantage des provinces de l'Atlantique (par rapport à l'Ontario) à ce chapitre s'est accru au fil des ans. Le tableau 1-4, qui fait état du montant par habitant des transferts inconditionnels du gouvernement fédéral à l'intention des provinces (principalement les paie-

Graphique 1-3

Taux d'entrée et de sortie brutes des comptes d'allocations familiales, Alberta, 1950-1978

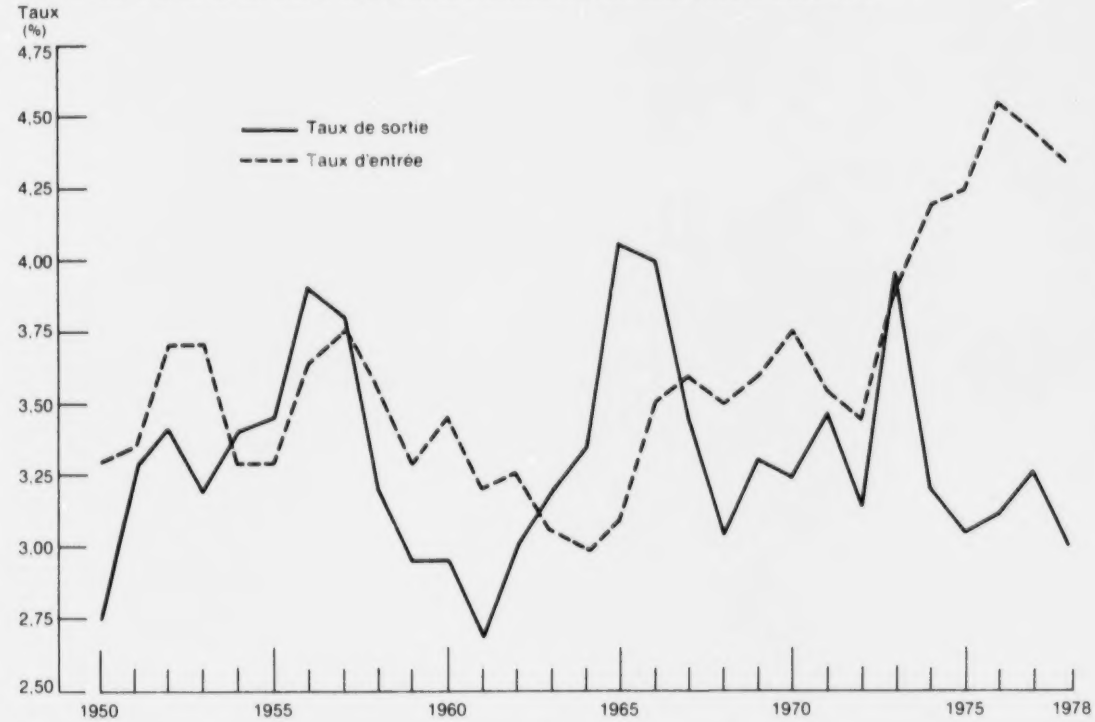


Tableau 1-1

Migrations interprovinciales nettes, données quinquennales, 1951-1980[1]

En milliers de personnes

	1951-1955	1956-1960	1961-1965	1966-1970	1971-1975	1976-1980
Terre-Neuve	-3,9	-6,7	-12,6	-19,8	4,1	-6,8
Île-du-Prince-Édouard	-6,3	-2,4	-2,1	-3,1	2,7	1,7
Nouvelle-Écosse	-11,6	-15,2	-21,5	-16,5	10,6	1,3
Nouveau-Brunswick	-20,5	-8,2	-20,7	-21,5	17,2	6,2
Québec	-44,9	-31,2	-19,1	-116,3	-81,8	-154,8
Ontario	85,5	68,9	70,1	152,2	-23,5	-53,6
Manitoba	-19,2	-21,8	-24,0	-50,5	-30,4	-49,1
Saskatchewan	-40,1	-50,0	-37,2	-78,9	-37,9	10,4
Alberta	11,2	18,5	-2,6	25,1	49,8	146,3
Colombie-Britannique	49,6	48,1	69,6	129,4	89,3	98,4

1 Ce tableau exclut les mouvements migratoires en provenance ou à destination du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest.

SOURCE Estimations des auteurs pour la période 1951-1978; Statistique Canada, *Les migrations internationales et interprovinciales au Canada*, n° 91-208, pour les années 1979 et 1980; et l'appendice B.

Tableau 1-2

Recettes fiscales provinciales indirectes sur les ressources naturelles, par habitant et par province, 1968-1977[1]

En dollars de 1971

	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
Terre-Neuve	2,1	6,20	9,39	12,38	6,56	9,55	33,65	35,11	30,36	35,17
Nouvelle-Écosse	3,78	2,92	1,94	1,78	4,00	0,00	0,00	0,24	0,00	3,73
Nouveau-Brunswick	8,32	11,03	14,95	12,53	16,20	22,21	22,82	18,03	27,12	23,37
Québec	27,48	27,25	32,37	34,44	29,94	26,91	30,21	36,54	39,47	36,26
Ontario	16,73	20,00	19,30	15,20	14,86	21,57	31,58	13,56	14,17	22,84
Manitoba	11,81	11,32	13,46	11,93	13,28	19,00	29,11	25,79	17,70	12,91
Saskatchewan	49,06	43,68	43,93	44,95	47,72	61,34	210,85	246,13	220,21	237,58
Alberta	204,12	187,03	162,35	170,38	193,34	286,33	560,86	686,33	769,72	982,71
Colombie-Britannique	74,07	82,99	74,68	74,65	93,55	130,25	117,75	67,17	68,84	107,90

1 Ce tableau exclut l'impôt direct prélevé chez les particuliers et les sociétés dans le secteur des ressources.
SOURCE Voir l'appendice A.

Tableau 1-3

Paiements de transfert fédéraux aux particuliers, incluant l'assurance-chômage, par habitant, et en proportion du revenu du travail, par province, années diverses, 1952-1977

En dollars de 1971

	1952	1957	1962	1967	1972	1977[1]
Terre-Neuve	87,11	128,47	155,04	180,71	320,47	511,63
	(0,152)	(0,165)	(0,180)	(0,157)	(0,221)	(0,264)
Nouvelle-Écosse	110,63	141,46	178,61	217,52	337,44	464,00
	(0,137)	(0,150)	(0,171)	(0,162)	(0,187)	(0,202)
Nouveau-Brunswick	107,71	149,11	172,27	203,24	338,39	496,18
	(0,148)	(0,174)	(0,177)	(0,154)	(0,197)	(0,227)
Québec	82,12	107,77	119,87	134,26	252,83	377,98
	(0,077)	(0,083)	(0,082)	(0,071)	(0,111)	(0,126)
Ontario	97,33	123,16	145,82	168,70	258,16	319,72
	(0,066)	(0,069)	(0,077)	(0,070)	(0,085)	(0,086)
Manitoba	101,17	131,24	180,41	187,28	283,03	349,59
	(0,098)	(0,103)	(0,129)	(0,105)	(0,126)	(0,121)
Saskatchewan	89,05	112,68	198,60	171,54	268,30	325,59
	(0,149)	(0,128)	(0,207)	(0,135)	(0,172)	(0,137)
Alberta	88,80	109,19	153,22	152,07	238,36	254,98
	(0,093)	(0,084)	(0,110)	(0,083)	(0,101)	(0,077)
Colombie-Britannique	129,30	158,32	189,94	207,44	323,12	390,73
	(0,088)	(0,092)	(0,110)	(0,094)	(0,117)	(0,107)

1 Si on exclut de ce tableau les paiements d'assurance-chômage, le calcul du ratio «autres» transferts aux particuliers/revenu du travail nous donne, pour 1977, les chiffres suivants : Terre-Neuve (0,141), Nouvelle-Écosse (0,139), Nouveau-Brunswick (0,137), Québec (0,076), Ontario (0,066), Manitoba (0,100), Saskatchewan (0,117), Alberta (0,066), Colombie-Britannique (0,076). La comparaison de ces chiffres à ceux du tableau pour Terre-Neuve et l'Alberta laisse supposer que les paiements d'assurance-chômage ont accru les variations régionales au niveau du système de transferts.
SOURCE Voir l'appendice A et calculs des auteurs.

Tableau 1-4

Transferts inconditionnels du gouvernement fédéral aux provinces, par habitant et par province, années diverses, 1952-1977

En dollars de 1971

	1952	1957	1962	1967	1972	1977[1]
Terre-Neuve	28,15	39,09	91,17	163,12	226,27	314,13
Nouvelle-Écosse	4,46	30,06	54,95	111,29	161,91	275,01
Nouveau-Brunswick	4,52	20,29	59,16	117,70	178,90	255,39
Québec	1,12	10,42	19,16	45,41	81,46	137,76
Ontario	1,08	0,90	0,96	0,75	0,67	19,21
Manitoba	3,12	20,22	23,23	51,66	81,03	147,54
Saskatchewan	3,13	26,15	39,94	37,17	168,27	49,32
Alberta	3,10	16,00	12,15	3,26	1,77	23,63
Colombie-Britannique	1,51	6,53	0,00	0,95	0,90	19,24

1 Les chiffres indiqués pour l'année 1977 incluent les transferts effectués en vertu du programme de stabilisation du revenu mis sur pied en 1972 et dans le cadre duquel le gouvernement fédéral a accepté d'amortir temporairement (jusqu'en 1978) les pertes de recettes provinciales au titre de l'impôt sur le revenu, attribuables à des baisses de l'activité économique globale. L'exclusion de ces transferts réduirait à environ 1,0 les chiffres cités pour l'Ontario, l'Alberta et la Colombie-Britannique.

SOURCE Voir l'appendice A et calculs des auteurs.

ments de péréquation), indique clairement que les subventions par habitant dont bénéficient les provinces de l'Atlantique se sont accrues par rapport à celles de l'Ontario (ainsi que des provinces plus à l'ouest).

Ce serait sans doute une erreur grave de ne pas retenir l'incidence des phénomènes économiques non gouvernementaux sur les mouvements migratoires, notamment les récessions de 1970 et de 1975 en Ontario et la récente croissance rapide de l'emploi dans le secteur privé dans l'Ouest, pour expliquer la diminution de l'immigration nette en Ontario et la baisse de l'émigration nette en partance des provinces de l'Atlantique, ainsi que l'augmentation nette de l'immigration dans l'Ouest. Nous nous intéressons surtout aux relations entre les migrations internes et la structure des finances publiques, mais il est essentiel de tenir compte de l'incidence d'autres facteurs économiques « privés » qui influent sur les mouvements migratoires. En effet, les gens pourraient se préoccuper surtout des perspectives d'emploi au moment de choisir entre différents marchés du travail et la possibilité de jouir d'avantages financiers pourrait bien revêtir peu d'importance dans leur décision relative à la migration. Cependant, il est relativement facile, du moins à première vue, d'associer de façon plausible l'évolution récente des tendances migratoires interprovinciales et du développement actuel de divers aspects de la structure budgétaire et il semble opportun d'effectuer des recherches empiriques sur l'importance des mouvements migratoires interprovinciaux suscités par la structure budgétaire au Canada.

Dans le prochain chapitre, nous amorçons notre étude du sujet en passant brièvement en revue les recherches empiriques déjà effectuées.

2 « La migration interprovinciale et l'adaptation au changement économique » : Une discussion préliminaire de cet article en mettant l'accent sur le rôle de l'assurance-chômage

Les seuls renseignements dont on dispose concernant l'influence de la structure des finances publiques sur les mouvements migratoires se résument à peu près à ceux que renferme l'article de Courchene (1970) intitulé « La migration interprovinciale et l'adaptation au changement économique ».

Les résultats de Courchene étaient fondés sur deux sources de données sur les mouvements migratoires. La première, les recensements de 1956 et de 1961, était utilisée pour établir si le lieu de résidence des personnes interrogées avait changé d'une enquête à l'autre. La deuxième, les données tirées du fichier des allocations familiales pour la période allant de 1952 à 1967, servait à enregistrer les mouvements migratoires à partir des transferts, d'une province à une autre, des comptes d'allocations familiales. Courchene a utilisé des échantillons composés à la fois de séries chronologiques et de séries transversales couvrant toutes les provinces. Les résultats n'ont été ventilés ni au niveau provincial ni au niveau régional.

Les estimations fondées sur les données tirées du fichier des allocations familiales indiquaient que les transferts d'assurance-chômage et les paiements de transferts totaux du gouvernement fédéral à l'intention des particuliers d'une province représentative avaient exercé un effet statistiquement significatif sur l'émigration, en ce sens que ces composantes de la structure budgétaire avaient réduit l'émigration en partance de cette province[1]. Les résultats obtenus à partir des données des recensements indiquaient quant à eux que les subventions inconditionnelles versées par le gouvernement fédéral aux provinces avaient aussi eu une incidence négative et statistiquement significative sur l'émigration[2].

Outre le fait qu'il ait fourni l'unique source substantielle de données empiriques sur la relation entre les mouvements migratoires et la structure des finances publiques[3], il est évident, d'après le chapitre 1, que Courchene a aussi été au centre du débat normatif portant sur les conséquences que peuvent avoir sur l'efficacité économique les mouvements migratoires suscités par cette structure; en effet, c'est lui qui a développé de façon convaincante la thèse de la dépendance à l'égard des transferts et qui, en se basant sur ses propres recherches empiriques, a plaidé en faveur d'un recours accru aux forces du marché privé pour accroître l'efficacité et diminuer les disparités régionales. Il semble donc approprié d'entreprendre toute nouvelle étude empirique de la relation entre les mouvements migratoires internes et la structure budgétaire en vérifiant d'abord la validité des estimations de Courchene, à la lumière des données supplémentaires dont on dispose.

Nous présentons donc dans le présent chapitre une réévaluation de certaines équations tirées de l'étude effectuée par Courchene en 1970, en utilisant des données révisées sur les allocations familiales pour la période 1951-1978. Les résultats de cette estimation montrent clairement que la façon dont Courchene introduit dans son modèle l'incidence de l'assurance-chômage sur les mouvements migratoires pose un problème. Par conséquent, dans ce chapitre, nous élaborons et estimons une variante importante aux équations de Courchene, variante qui traite plus correctement le rôle de l'assurance-chômage. Le traitement réservé à l'assurance-chômage dans cette nouvelle équation sera, avec quelques modifications, partie intégrante du nouveau modèle économétrique que nous construirons dans le chapitre 3.

Réestimation des équations de Courchene

Choix d'équations

Dans son document, Courchene traite de plusieurs hypothèses relatives aux migrations, outre celles qui ont trait à la structure budgétaire, et ses équations d'estimation traduisent tout l'éventail de ses préoccupations. Cependant, comme la présente étude porte uniquement sur le rôle de la structure budgétaire,

nous nous servirons que des équations 3 et 4 du tableau VI de l'étude de Courchene, en y appliquant nos données révisées. Ces équations renferment presque toutes les variables budgétaires qu'il a étudiées[4].

Notre propre version des équations 3 et 4 de Courchene est présentée dans le tableau 2-1; il s'agit des équations I et II. Les variables sont sous forme logarithmique à moins d'indication contraire. (Les autres équations inscrites dans le tableau seront présentées plus tard.) Comme l'a fait Courchene, toutes les variables ont été dégonflées à l'aide de l'indice des prix à la consommation (base 100 en 1971), lorsque ce genre de correction se révélait approprié[5].

Procédons maintenant à la définition des variables des équations I et II. Dans certains cas, nos définitions différeront de celles de Courchene et nous soulignerons ces différences lorsqu'elles sont importantes.

$FMAC_{ij}/AC_i$ = Nombre de comptes actifs d'allocations familiales transférés entre les provinces i et j, divisé par le nombre total de comptes actifs dans la province i. Cette évaluation des flux migratoires en fonction des comptes d'allocations familiales représente une somme annuelle d'observations mensuelles et, par conséquent, comprend les familles qui déménagent plus d'une fois au cours de l'année, pourvu que le compte d'allocations familiales ait été officiellement transféré entre les bureaux régionaux. La définition des comptes *AC* utilisée ici représente les « comptes actifs » et non les « comptes faisant l'objet de versements ». La première catégorie comprend la deuxième, ainsi qu'un certain nombre de comptes enregistrés qui, pour diverses raisons, ne font l'objet d'aucun versement. Nous avons révisé les séries *FMAC* et *AC* établies à partir du fichier des allocations familiales en nous servant de données mensuelles fournies par Santé et Bien-être Canada. Ces révisions sont présentées plus bas ainsi qu'à l'appendice B.

S_1, S_2, S_3 = Variables dichotomiques. S_1 est égal à 1 pour l'émigration des provinces de l'Atlantique vers l'Ontario, ainsi que pour l'émigration du Nouveau-Brunswick au Québec. S_2 est égal à 1 lorsque la variable dépendante est l'émigration en partance du Québec. S_3 est égal à 1 pour l'émigration de la Saskatchewan à l'Alberta. Pour toutes les autres observations, ces variables auxiliaires sont égales à 0. S_1 et S_2 ont pour but de saisir le rôle de la culture et de la langue françaises dans les décisions relatives aux migrations. S_1 saisit aussi l'effet qu'ont sur l'émigration en partance des provinces de l'Atlantique les distances relativement longues exigées pour atteindre la province anglophone la plus proche (c'est-à-dire l'Ontario). La raison pour laquelle Courchene a introduit la variable S_3 n'est pas évidente dans son article.

D_{ij} = Distance entre les principaux centres en fonction de la route transcanadienne. Cette variable représente les coûts directs et indirects du déménagement.

YL_i/E_i, YL_j/E_j = Revenu tiré du travail et prestations supplémentaires (YL) par personne employée (E) dans les provinces i et j, respectivement. Les données de Courchene sur le revenu du travail étaient fondées sur les travaux effectués par Denton (1966), dont nous n'avons pu obtenir une version mise à jour. Nos

Tableau 2-1

Équations d'estimation présentées au chapitre 2

Signes escomptés (équations I à IV seulement)			?	+	−	+	−	+		−	+	−	+	−		−		−	
I	$FMAC_{ij}/AC_i$	=	C	S_1	S_2	S_3	D_{ij}	YL_j/E_j		YL_i/E_i	U_i	U_j		UI_i/YL_i					
II	$FMAC_{ij}/AC_i$ (linéaire)	=	C	S_1	S_2	S_3	D_{ij}	$(YL_j/E_j)/(YL_i/E_i)$ (+)			U_i	U_j	ED_i	UI_i/YL_i	TRF_i/YL_i				
III	$FMAC_{ij}/AC_i$	=	C	S_1	S_2	S_3	D_{ij}	YL_j/E_j		YL_i/E_i	U_i	U_j	ED_i	UI_i/YL_i	TRF_i/YL_i	GU_i/L_i			
IV	$FMAC_{ij}/AC_i$	=	C	S_1	S_2	S_3	D_{ij}	YL_j/E_j		YL_i/E_i	U_i	U_j	ED_i	UI_i/YL_i	$TRF2_i/YL_i$	GU_i/N_i			
V	$FMAC_{ij}/AC_i$	=	C	S_1	S_2	S_3	D_{ij}	AWW_j	AWW_i	$\Delta E_j/L_j$	$\Delta E_i/L_i$	U_i	U_j	ED_i	AUI_j/AWW_j	AUI_i/AWW_i	$TRF2/YL_i$	GU_i/N_i	
VI	$FMAC_{ij}/AC_i$	= l'équation V à laquelle on a ajouté						(AUI_j/AWW_j)•T3		(AUI_i/AWW_i)•T3				$(TRF2_j/YL_j)$•T2		(GU_j/N_j)•T2			

NOTE Toutes les variables sont présentées sous forme logarithmique sauf le terme constant C, les variables auxiliaires S_1, S_2, S_3, et sauf dans l'équation II où toutes les variables sont sous forme linéaire à l'exception de ED_i qui conserve sa forme logarithmique. T_2 est égal à 0 pour la première moitié de la période d'estimation et prend la valeur 1 par la suite. T_3 est égal à 0 avant 1972 et est égal à 1 par la suite. Les indices i et j désignent la province d'origine et la province de destination, respectivement. Voir l'appendice A pour une définition des variables.

SOURCE Se référer au texte.

propres données sont tirées des publications de Statistique Canada.

U_i, U_j = Taux de chômage dans les provinces *i* et *j*, respectivement. Nous présumons que ces variables traduisent l'état des marchés du travail dans les provinces d'origine et de destination.

ED_i = Pourcentage de la population (âgée de cinq ans et plus) dans la province *i* qui ne fréquente pas l'école, mais qui possède une certaine formation universitaire. Courchene a utilisé la proportion de la population active ayant un niveau d'instruction supérieur à la dixième année. Cependant, cette variable présente moins de variations interrégionales dans l'échantillon plus à jour que nous voulons utiliser.

UI_i/YL_i = Total des paiements d'assurance-chômage versés à des personnes de la province *i*, divisé par le revenu du travail dans la province *i*. Cette variable évalue approximativement la générosité du programme d'assurance-chômage dans la province *i*. Nous aurons des observations à formuler sur cette variable plus tard.

TRF_i/YL_i = Total des transferts du gouvernement fédéral à l'intention des particuliers de la province *i*, divisé par le revenu du travail dans la province *i*. Ce quotient évalue la générosité, dans la province *i*, du système de paiements de transferts du gouvernement fédéral à l'intention des particuliers. *TRF* est dégonflé en fonction de *YL* afin de tenir compte de la possibilité que 1 $ de revenu de transfert « vaille » plus dans une province où les niveaux de revenu sont faibles que dans une province où les niveaux de revenu sont élevés [Courchene (1970), p. 554]. Soulignons que TRF_i inclut UI_i.

Les sources exactes de ces données et d'autres données utilisées dans la présente étude sont fournies dans l'appendice A.

Le choix des variables explicatives dans les équations I et II ainsi que les signes prévus pour les coefficients de ces variables – ces signes escomptés sont donnés à la première ligne du tableau 2-1 – concordent avec les choix faits pour les travaux sur les mouvements migratoires basés sur la théorie du capital humain. Ces travaux ont été analysés par Greenwood (1975) et Rothenberg (1977) entre autres. Courchene considère effectivement que ses équations sont fondées sur la théorie du capital humain en ce qui concerne le comportement en matière de migration. Dans cette perspective, d'après Schultz (1961) et Sjaastad (1962), une décision individuelle relative à une migration est une décision d'investir dans son propre capital humain. Le rendement brut de cet « investissement » dans la migration correspond à la somme de la valeur actualisée du flux futur de revenu monétaire prévu dans le lieu de destination et de la valeur actualisée de certains éléments non monétaires, comme le revenu psychique découlant du fait de résider dans ce lieu. Le coût de cet investissement correspond à la somme de la valeur actualisée du flux de revenu monétaire et psychique que l'on prévoit devoir abandonner en quittant le lieu d'origine et des coûts monétaires et non monétaires directement associés au déménagement. Dans la théorie du capital humain, les mouvements migratoires sont positivement reliés à l'importance du rendement net prévu de l'investissement dans la migration.

En termes économétriques, le résultat de cette approche est une équation d'estimation comme l'équation I ou II, où les variables explicatives sont censées, en tant qu'ensemble, représenter le rendement net prévu de la décision relative à la migration. Il est préférable d'utiliser la forme logarithmique pour les équations du tableau 2-1 puisqu'elle correspond davantage à la loi de l'utilité marginale décroissante du revenu et, par conséquent, à la crainte du risque, caractéristique qui, on peut le présumer, s'applique aux migrants.

Afin d'aider les lecteurs et lectrices qui ne connaissent pas très bien les fondements de la théorie du capital humain à partir desquels sont construites nos équations, nous décrirons cette approche plus en détail dans des pages ultérieures. Pour le moment, cependant, il convient de s'arrêter plutôt au fait que les équations I et II ne renferment aucune variable représentant l'incidence des subventions inconditionnelles sur les mouvements migratoires.

Compte tenu des questions soulevées dans le chapitre 1, il est certes souhaitable que les subventions inconditionnelles, comme les paiements de péréquation, soient représentées dans les équations d'estimation. Si cela n'a pas été fait dans les équations I et II, c'est que Courchene n'employait cette variable que dans les équations qui devaient être estimées à l'aide des données du recensement; les équations I et II ne faisaient appel qu'aux données tirées du fichier des allocations familiales. Nous n'utiliserons que ces données aussi, mais, comme nous disposons de séries chronologiques pour la variable des « subventions » que Courchene a utilisée, nous estimerons une variante de l'équation I qui comprend cette variable. Cette variante est représentée par l'équation III du tableau 2-1[6]. La variable des subventions, GU_i/L_i, se définie comme étant la somme des subventions inconditionnelles versées à la province *i*, divisée par la population active de cette province. Comme dans l'étude de Courchene (1970), la variable *GU* se compose des paiements de péréquation (principale composante), des subventions

statutaires mentionnées dans l'Acte de l'Amérique du Nord britannique, ainsi que des subventions d'ajustement versées aux provinces de l'Atlantique. À partir des années 70, années non couvertes par Courchene, la variable *GU* comprend aussi les paiements de stabilisation ou de revenu garanti versés aux provinces par le gouvernement fédéral. Selon Courchene, le coefficient associé à GU_i/L_i devrait avoir un signe négatif.

L'équation III comprend aussi la variable TRF_i/YL_i, soit les transferts à l'intention de particuliers, ainsi que la variable de l'assurance-chômage, UI_i/YL_i. Ainsi, l'équation III renferme toutes les variables budgétaires présentes dans l'analyse de Courchene.

La variable dépendante et la série de données tirée du fichier des allocations familiales

Dans les équations I, II et III, la variable dépendante $FMAC_{ij}/AC_i$ représente un taux brut d'émigration[7]. Il est préférable d'utiliser des chiffres bruts plutôt que nets, puisqu'on obtiendra sans doute de meilleurs résultats empiriques à partir d'un modèle fondé sur des données migratoires brutes et ce, pour au moins trois raisons. Premièrement, dans les modèles de migrations nettes, les effets de certaines variables, comme la distance, qui possèdent le même signe dans les équations d'immigration et d'émigration brutes, sont masqués, alors que ceux des variables ayant des signes différents, comme le revenu d'emploi, sont amplifiés [Greenwood (1975), p. 408]. Deuxièmement, la tendance des taux bruts d'immigration et d'émigration à être soit élevés, soit faibles, signifie que les relations importantes entre la croissance d'une région et la mobilité peuvent être masquées dans les modèles de migrations nettes [Richardson (1979), p. 110][8]. Troisièmement, le fait d'utiliser un modèle net qui inclut à la fois des mouvements migratoires attribuables à un retour au lieu d'origine et des migrations effectuées pour la première fois pose un problème d'agrégation puisque les personnes qui reviennent à leur lieu d'origine et les personnes qui émigrent pour la première fois ont sans doute des motivations différentes [Vanderkamp (1971)].

Nous utilisons pour les fins de cette étude une série révisée de données tirée du fichier des allocations familiales. Ces révisions portent sur trois aspects :

- La série a été reconstituée de façon à couvrir la période 1950-1978, alors que les données de Courchene portaient uniquement sur la période 1952-1967.

- La série révisée est fondée sur les comptes reçus dans une province plutôt que sur les comptes envoyés à une province. Bien que les deux séries soient semblables, la première garantit sans doute mieux qu'une migration a effectivement eu lieu.

- Comme toutes les autres données utilisées dans le modèle se rapportent à l'année civile, les séries sur les allocations familiales ont été reconstituées en fonction de l'année civile à partir des données mensuelles. Statistique Canada publie des données sur les allocations familiales sur une base annuelle qui va de juin à mai.

Vous trouverez à l'appendice B de plus amples explications sur les révisions que nous avons effectuées.

Résultats d'estimation

Le tableau 2-2 présente les résultats de l'estimation des équations I, II et III effectuée, pour l'ensemble du Canada, à partir des données révisées tirées du fichier sur les allocations familiales[9]. Toutes les variables se comportent comme prévu, si ce n'est la variable *UI*. Le coefficient associé à UI_i/YL_i est nettement positif et significatif dans les équations II et III.

Comme TRF_i comprend UI_i, nous avons aussi estimé une quatrième équation en utilisant la variable $(TRF_i - UI_i)/YL_i$, au lieu de TRF_i/YL_i, pour représenter les transferts à l'intention de particuliers. Cette nouvelle variable est dénotée $TRF2_i/YL_i$. L'équation IV permet de considérer la possibilité que l'effet de l'assurance-chômage sur l'émigration soit négatif, mais moins négatif que celui d'autres transferts, auquel cas le coefficient associé à UI_i/YL_i dans les équations II et III devrait être positif. L'équation IV utilise aussi la variable GU_i dégonflée en fonction de la population totale, N_i, plutôt que de la population active, L_i, puisque l'ensemble de la population d'une province donnée peut bénéficier des subventions inconditionnelles versées par le gouvernement fédéral aux provinces.

Cependant, malgré les améliorations apportées à la définition des variables budgétaires, l'estimation de l'équation IV ne présente qu'une amélioration marginale par rapport aux résultats obtenus antérieurement à l'égard de la variable *UI*. Dans l'équation IV, le coefficient associé à la variable UI_i/YL_i possède toujours le mauvais signe, mais il n'est pas significatif. Le comportement des autres variables budgétaires continue de suivre les prévisions de Courchene. Les autres transferts à l'intention de particuliers et les subventions inconditionnelles retardent toujours le processus d'émigration.

Si l'on considère l'ensemble des équations I à IV, il semblerait que les résultats statistiques obtenus par

Tableau 2-2

Équations d'estimation relatives à l'émigration pour l'ensemble des provinces (sauf l'Île-du-Prince-Édouard), 1951-1978

Équation	Variables										R^2 *S.E.E.* *D.F.*
I	-6,117 (-17,26)	+0,859S_1 (11,11)	-1,427S_2 (-26,62)	+0,410S_3 (2,84)	-1,107D_{ij} (-50,62)	+2,529YL_j/E_j (32,61)	-1,125YL_i/E_i (-14,28)	+0,582U_i (8,60)	-0,777U_j (-23,51)	-0,485UI_j/YL_i (-9,33)	0,732 0,724 2006
II (linéaire)	0,002 (6,78) -0,034TRF_i/YL_i (-11,74)	+0,006S_1 (22,58)	-0,003S_2 (-16,72)	+0,008S_3 (17,39)	-0,000001D_{ij} (-29,91)	+0,006$(YL_j/E_j)/(YL_i/E_i)$ (25,04)	+0,012U_i (3,67)	-0,022U_j (-12,85)	+0,001ED_i (9,67)	+0,024UI_j/YL_i (3,45)	0,663 0,002 2005
III	-5,769 (-11,66) +0,379UI_j/YL_i (5,35)	+0,740S_1 (10,25) -1,638TRF_i/YL_i (-13,95)	-1,866S_2 (-30,61) -0,045GU_j/L_i (-6,08)	+0,608S_3 (4,50)	-1,133D_{ij} (-55,52)	+3,303YL_j/E_j (38,98)	-2,120YL_i/E_i (-15,03)	+0,429U_i (6,65)	-0,801U_j (-25,74)	+0,006ED_i (0,12)	0,770 0,672 2003
IV	-6,641 (-13,72) +0,029UI_j/YL_i (0,51)	+0,750S_1 (10,35) -1,328$TRF2_i/YL_i$ (-13,30)	-1,894S_2 (-29,89) -0,047GU_j/N_i (-6,31)	+0,590S_3 (4,36)	-1,138D_{ij} (-55,48)	+3,281YL_j/E_j (38,61)	-2,110YL_i/E_i (-14,66)	+0,452U_i (6,98)	-0,793U_j (-25,42)	+0,009ED_i (0,19)	0,768 0,675 2003
V	-1,616 (-5,59) -0,237U_j (-6,49)	+1,084S_1 (13,76) -0,045ED_i (-0,92)	-1,646S_2 (-25,00) -1,896AUI_j/AWW_j (-5,08)	+0,678S_3 (4,50) +0,914AUI_j/AWW_j (2,44)	-1,136D_{ij} (-49,85) -0,749$TRF2_i/YL_i$ (-9,14)	+3,743AWW_j (12,39) -0,048GU_j/N_i (-5,63)	-1,954AWW_i (-6,36)	+0,025$\Delta E_j/L_j$ (4,18)	-0,007$\Delta E_i/L_i$ (-1,09)	+0,033U_i (0,87)	0,716 0,747 2000
VI	-4,059 (-10,07) -0,257U_j (-6,82)	+1,066S_1 (14,09) -0,076ED_i (-1,59)	-1,562S_2 (-24,33) -3,490AUI_j/AWW_j (-6,79)	+0,505S_3 (3,49) -0,093AUI_j/AWW_j (-0,23)	-1,163D_{ij} (-52,90) -0,599$TRF2_i/YL_i$ (-7,49)	+3,457AWW_j (11,47) -0,031GU_j/N_i (-3,07)	-1,104AWW_i (-3,21) +0,144$(AUI_j/AWW_j)*T3$ (0,27)	+0,026$\Delta E_j/L_j$ (4,45) -1,614$(AUI_j/AWW_j)*T3$ (-3,08)	-0,004$\Delta E_i/L_i$ (-0,74) +0,336$(TRF2_i/YL_j)*T2$ (11,44)	-0,029U_i (-0,73) +0,0004$(GU_j/N_i)*T2$ (0,03)	0,741 0,714 1996

NOTE Toutes les variables ont été dégonflées à l'aide de l'indice canadien des prix à la consommation (base 100 en 1971) lorsque cela s'avérait nécessaire. Statistiques sommaires : R^2 n'est pas ajusté, *S.E.E.* est l'erreur-type d'estimation, *D.F.* correspond aux degrés de liberté appropriés à la statistique *t* qui est donnée entre parenthèses.

SOURCE Estimations des auteurs.

Courchene à l'égard du rôle de la structure budgétaire ne soient que partiellement confirmés. Soulignons notamment que ces résultats ne confirment pas que l'assurance-chômage retarde le processus d'émigration, comme Courchene l'avait observé.

Le rôle de l'assurance-chômage dans une équation relative aux mouvements migratoires

La faible performance de la variable *UI* dans les équations I à IV semble indiquer qu'il conviendrait d'étudier attentivement la façon de tenir compte du rôle de l'assurance-chômage dans un modèle sur les mouvements migratoires. Il est probable qu'il y ait eu mauvaise spécification des équations I à IV, car la variable représentant les autres transferts à l'intention de particuliers, $TRF2_i/YL_i$, s'est comportée comme prévu dans l'équation IV. Dans la même équation, toutefois, l'assurance-chômage, *UI*, qui constitue peut-être le principal programme de transfert à l'intention de particuliers, n'avait pas d'incidence significative sur les décisions relatives à la migration. Dans la présente section, nous tentons donc de déterminer la meilleure façon d'intégrer le système d'assurance-chômage dans une explication des flux migratoires interprovinciaux établis à partir des données tirées du fichier des allocations familiales. L'analyse qui suit nous amènera à modifier considérablement les équations d'estimation de Courchene et à présenter les résultats de ces estimations.

Extension du modèle Todaro/Laber/Chase relativement aux anticipations de revenu

Nous avons observé qu'une extension de la méthode Todaro (1969) permettant de représenter les anticipations relatives au revenu tiré d'un emploi dans un contexte de migration ouvre une voie plus satisfaisante, du point de vue théorique, à l'intégration du rôle de l'assurance-chômage dans notre modèle.

Laber et Chase (1971) ont appliqué la méthode Todaro de modélisation des anticipations de revenu au cas des migrations interprovinciales au Canada et ont obtenu de bons résultats empiriques. Il se sont inspirés du modèle de base fondé sur la théorie du capital humain, selon lequel les mouvements migratoires de la province *i* à la province *j* devraient être positivement reliés à la valeur nette actuelle de l'« investissement » dans la migration. Selon Laber et Chase, cette valeur actuelle nette peut être représentée de la façon suivante :

$$(2.1)\quad NPV_{ij} = \frac{PE_j \cdot W_j - PE_i \cdot W_i}{r_i} - C_{ij},$$

où *i* représente la province de départ et *j* la province de destination; W_k est le revenu permanent d'une personne employée dans la province *k* et PE_k, la probabilité d'obtenir un emploi dans cette province. Le taux d'escompte du migrant est r_i et C_{ij} représente la valeur actuelle de l'ensemble des frais directs liés au déménagement moins la valeur actuelle de la variation nette (peut-être négative) du revenu psychique associé au déplacement. $PE_k \cdot W_k$ représente évidemment le revenu permanent anticipé dans la province *k*.

Le taux d'escompte est généralement présumé constant pour toutes les provinces et, par conséquent, n'a pas à figurer dans les équations d'estimation comme celles du tableau 2-1, qui se composent simplement d'une série de variables considérées comme de bons substituts aux composantes de NPV_{ij}. W_k peut être remplacé par une variable courante du revenu réel moyen, comme le revenu par personne employée, YL_k/E_k, si l'on suppose qu'il existe une forte corrélation entre cette variable et W_k, que la relation entre W_k et YL_k/E_k est saisie par le coefficient associé à YL_k/E_k et, comme nous devons utiliser un échantillon transversal de séries chronologiques regroupées, que la relation entre W_k et la variable substitut est constante d'une province à l'autre[10]. C_{ij} est généralement représenté par la distance D_{ij}[11].

Laber et Chase ne s'intéressaient pas à l'influence de la structure budgétaire sur les mouvements migratoires, mais les déterminants budgétaires des mouvements migratoires pourraient facilement être ajoutés à la liste de variables explicatives en considérant W_k comme le revenu global, comprenant les avantages financiers nets, plutôt que le simple revenu du travail. Ainsi, les variables budgétaires utilisées par Courchene pourraient être ajoutées à la liste de variables qui servent de substitut à NPV_{ij}. Les hausses de UI_i/YL_i, $TRF2_i/YL_i$ ou GU_i/N_i feraient augmenter W_i dans une certaine mesure et, par conséquent, on pourrait s'attendre à ce qu'elles fassent diminuer l'émigration en partance de la province *i*, comme l'indique le tableau 2-1. Cependant, comme nous le montrerons ci-après, cette justification à l'incorporation des variables budgétaires des équations de Courchene néglige la présence de PE_k dans l'équation 2.1. Après avoir tenu compte adéquatement de PE_k, nous obtiendrons une meilleure spécification du rôle de l'assurance-chômage, spécification qui diffère toutefois de celle de Courchene.

Le modèle Todaro sur la probabilité d'embauche utilisé par Laber et Chase s'apparente à ce que Miron a appelé un « modèle bingo » du processus d'embauche : les nouvelles ouvertures de poste sont toutes présumées être remplies dans une période de temps

donné et ces postes sont comblés au hasard dans les rangs des personnes sans emploi. La probabilité d'obtenir un emploi dans la province k, au temps t, PE_{kt}, est alors estimée à l'aide de l'équation suivante :

$$(2.2)\quad PE_{kt} = \Delta E_{kt}/UE_{kt},$$

où ΔE_{kt} représente la croissance absolue de l'emploi entre les temps $t-1$ et t, dans la province k, et UE_{kt} représente l'ensemble des personnes sans emploi au temps t dans la province k.

Le revenu d'emploi anticipé YLE_{kt} correspond dans le modèle Todaro au produit de cette probabilité et d'une variable de revenu d'emploi. Si nous utilisons YL_{kt}/E_{kt} pour représenter le revenu d'une personne employée, nous pouvons obtenir le revenu d'emploi anticipé :

$$(2.3)\quad YLE_{kt} = PE_{kt} \cdot (YL_{kt}/E_{kt}).$$

Cette variable du revenu d'emploi anticipé est essentiellement la même que celle qu'utilisent Laber et Chase[12].

Modalités d'intégration de l'assurance-chômage

La variable du revenu anticipé définie dans l'équation 2.3 n'est plus appropriée lorsqu'il existe un régime d'assurance-chômage. En effet, en présence d'un tel régime, les personnes migrantes auront aussi des anticipations de revenu face à l'assurance-chômage. Ces anticipations sont approximativement égales à (en négligeant l'indice inférieur relatif au temps) :

$$(2.4)\quad UIE_k = (1 - PE_k) \cdot (UI_k/UE_k).$$

Ainsi, la variable explicative représentant les anticipations de revenu monétaire total, selon la version Todaro/Laber/Chase du modèle fondé sur la théorie du capital humain, correspond à la somme de *YLE* et *UIE*, et non seulement à *YLE*[13]. Cette somme est dénotée W_k dans l'équation 2.5 :

$$(2.5)\quad W_k = YLE_k + UIE_k$$
$$= PE_k \cdot (YL_k/E_k) + (1 - PE_k) \cdot (UI_k/UE_k).$$

Laber et Chase n'ont pas utilisé *UIE* comme variable explicative, de sorte que la spécification de leur modèle est valable uniquement si le revenu anticipé de l'assurance-chômage est nul. De plus, il est évident que la variable *UIE* devrait être prise en compte à la fois pour la région d'origine et celle de destination, comme c'est le cas pour les variables qui traduisent les écarts sur le plan du revenu d'emploi. Courchene n'a utilisé que la valeur à l'origine pour sa variable d'assurance-chômage, à savoir UI_i/YL_i. Il est toutefois évident que la logique qui nous amène à intégrer dans les équations I, II et III à la fois les variables d'origine et de destination pour le revenu d'emploi suppose aussi que UIE_j figure dans toute équation d'estimation où la variable UIE_i est présente. Cela s'applique évidemment à toutes les variables budgétaires même si, dans le présent chapitre, nous n'entreprendrons pas d'apporter cette correction à toutes les équations d'estimation présentées jusqu'à maintenant.

Pour prévoir la possibilité que 1 $ de revenu courant tiré du travail et que 1 $ de prestations courantes d'assurance-chômage ne produisent pas la même augmentation de *NPV* dans l'équation 2.1, les variables YLE_i, YLE_j, UIE_i et UIE_j pourraient toutes être intégrées séparément dans une équation d'estimation des mouvements migratoires. Rothenberg [(1977), p. 194] a invoqué une raison pour ce faire. L'ajustement des anticipations de revenu pour tenir compte de l'assurance-chômage (comme dans l'équation 2.5) peut être pertinent pour le revenu initial des migrants, mais si un migrant potentiel considère ses perspectives de revenu pour toute sa durée de vie, la simple addition des prestations prévues au titre de l'assurance-chômage conduira sans doute à une surestimation de l'importance du programme d'assurance-chômage dans le calcul de la valeur actuelle nette de la décision relative à la migration. Il existe une autre raison d'intégrer *YLE* et *UIE* séparément; en effet, la perception de ces deux types de revenu comporte des conditions différentes. La maximisation de l'utilité qui sous-tend la maximisation de *NPV* dans l'équation 2.1 est donc soumise à des contraintes différentes dans chacun des cas. De plus, comme le fait de « travailler » puisse fournir une certaine utilité indépendamment du revenu d'emploi, nous pourrions intégrer les composantes de *YLE* et *UIE* séparément. En d'autres termes, nous pourrions utiliser PE_i, PE_j, YL_i/E_i, YL_j/E_j, UI_i/UE_i et UI_j/UE_j comme variables explicatives. Cela nous permettrait aussi d'analyser l'incidence du programme d'assurance-chômage sur les migrations séparément des anticipations de revenu d'emploi.

Bien que, en principe, l'équation 2.5 introduise l'assurance-chômage dans le modèle Todaro/Laber/Chase, UI_k/UE_k n'est sans doute pas une bonne mesure des prestations moyennes d'assurance-chômage par bénéficiaire dans la province k.

En effet, le nombre de personnes en chômage, UE_k, ne correspond pas nécessairement au nombre de personnes bénéficiant de prestations. UE_k est évalué par l'Enquête sur la population active, et les personnes classées comme « sans emploi » dans le cadre de cette enquête ne reçoivent pas nécessairement des prestations d'assurance-chômage[14]. En conséquence, il semble raisonnable de remplacer UI_k/UE_k par AUI_k dans la liste des variables explicatives, AUI_k représentant les prestations hebdomadaires moyennes d'assurance-chômage dans la province k.

Il est aussi préférable de représenter le revenu d'emploi par AWW_k – soit le revenu hebdomadaire moyen dans la province k – plutôt que par YL_k/E_k. Après avoir substitué AUI_k à UI_k/UE_k, nous pourrons réécrire l'équation 2.5 de façon à y intégrer AWW_k :

$$(2.6)\quad W_k = PE_k \cdot (H_k \cdot AWW_k) + (1 - PE_k) \cdot (K_k \cdot AUI_k),$$

où H_k représente le nombre moyen de semaines de travail dans la province k et K_k le nombre moyen de semaines pour lesquelles des prestations d'assurance-chômage ont été versées dans la province k. En fait, $H_k \cdot AWW_k \cdot E_k/E_k$ représenterait YL_k/E_k, mais comme H_k varie de façon cyclique et qu'il existe sans doute une forte corrélation entre H_k et PE_k, il est raisonnable de n'inclure dans le premier terme du membre droit de l'équation que PE_k (afin de saisir à la fois les variations dans la probabilité d'emploi et les variations de durée) et AWW_k. De plus, comme il existe sans doute une corrélation entre K_k et PE_k, il semble que seulement la variable AUI_k doit être ajoutée à la liste des variables impliquant W_k.

Choix d'un indice de générosité du programme d'assurance-chômage

La générosité réelle du programme d'assurance-chômage peut varier systématiquement en fonction du revenu et ce, pour au moins deux raisons. Premièrement, le même dollar de prestations d'assurance-chômage sera plus précieux pour une personne à faible revenu si l'utilité marginale de ce revenu de transfert augmente au fur et à mesure que le revenu baisse. Deuxièmement, comme le montant des prestations d'assurance-chômage est proportionnel à la rémunération antérieure du bénéficiaire jusqu'à un plafond prédéterminé, ou un seuil maximal, au-delà duquel il est fixe quels qu'aient été les gains d'emploi antérieurs, le taux de remplacement réel du revenu d'emploi par des prestations (le ratio prestations/revenu d'emploi) variera lui aussi systématiquement en fonction du revenu d'emploi des migrants.

En conséquence, afin de permettre que, pour ces deux raisons, le système d'assurance-chômage « vaille » davantage dans les provinces où le revenu d'emploi moyen est relativement faible, nous pouvons utiliser AUI_k/AWW_k, qui est une mesure du taux moyen réel de remplacement du revenu, au lieu de AUI_k, pour traduire la générosité réelle du programme d'assurance-chômage dans la province k[15].

Cette mesure s'apparente à l'utilisation faite par Courchene des transferts à l'intention de particuliers, transferts dégonflés en fonction du revenu du travail, dans l'équation II. Ce genre de normalisation de AUI_k est nécessaire du fait que les données tirées du fichier des allocations familiales comprennent des personnes de toutes les catégories de revenu.

Il importe de souligner qu'en utilisant AUI_k/AWW_k au lieu de l'indice de générosité de Courchene, on évite des problèmes qui pourraient surgir du fait que la variable de Courchene UI_k/YL_k fluctue en fonction de l'activité économique, indépendamment de la générosité du programme d'assurance-chômage lui-même. Pour bien voir que UI_k/YL_k est sensible aux cycles économiques, considérons une situation où l'activité générale dans la région k est en hausse. Dans ce cas, la durée moyenne des périodes de chômage aura tendance à baisser, comme le nombre absolu des personnes en chômage; cette baisse aura tendance à faire fléchir U_k. De plus, la durée moyenne de l'emploi et le nombre absolu de personnes employées croîtront vraisemblablement; cela aura tendance à faire augmenter YL_k. En conséquence, UI_k/YL_k tendra à diminuer. La tendance de UI_k/YL_k à évoluer à contre-cycle, indépendamment de la générosité du programme d'assurance-chômage, peut expliquer que le coefficient associé à cette variable soit positif dans les équations I à IV du tableau 2-2. Si l'émigration de la province i augmente lorsque l'activité générale diminue dans cette province et que cette relation entre l'activité générale et les mouvements migratoires n'est pas correctement saisie par d'autres variables de ces équations, toute augmentation de UI_i/YL_i pourrait alors être associée à une augmentation de l'émigration.

À l'opposé de l'indice de Courchene, AUI_k/AWW_k n'est pas susceptible de varier autant en fonction de l'activité économique générale. Contrairement à UI_k, AUI_k n'augmente pas automatiquement avec le nombre de personnes bénéficiant de prestations d'assurance-chômage. En outre, la variable AWW_k n'est pas aussi fortement corrélée que l'est YL_k avec l'activité économique générale, puisqu'elle dépend beaucoup plus des taux de rémunération que du nombre de personnes employées.

Nous étudierons davantage le choix d'un indice de générosité de l'assurance-chômage dans le chapitre 3.

Une équation d'estimation révisée

Il nous reste à faire une dernière modification au modèle Todaro/Laber/Chase. En écrivant PE_k de la façon suivante :

$$(2.7)\quad PE_k = (\Delta E_k/L_k)/(UE_k/L_k),$$

on peut considérer $\Delta E_k/L_k$ et UE_k/L_k comme des variables explicatives distinctes. Cela permet de retenir la possibilité que ces deux composantes agissent indépendamment sur les anticipations des migrants potentiels quant à leur chance d'atteindre le revenu d'emploi moyen dans la province k. De plus, on peut ainsi pleinement justifier la présence des taux de chômage U_i et U_j dans les équations de Courchene[16].

En nous fondant sur tous les arguments relatifs aux équations 2.1 à 2.7, nous obtenons l'équation V du tableau 2-1. La différence la plus importante entre cette équation et les équations précédentes se situe au niveau du traitement des anticipations en matière de revenu de transfert. L'équation V comporte des indices de générosité de l'assurance-chômage autant pour les provinces de destination (j) que pour les provinces d'origine (i) et l'indice utilisé, AUI_k/AWW_k, diffère de celui des équations I à IV.

Les raisons qui nous permettent de prévoir que le coefficient de AWW_j sera positif et que celui de AWW_i sera négatif nous permettent aussi de prévoir que le coefficient de AUI_j/AWW_j sera positif et que celui de AUI_i/AWW_i sera négatif. Une hausse de l'indice de générosité du programme d'assurance-chômage dans la province de destination (d'origine) améliorera, toutes choses étant égales par ailleurs, les perspectives de revenu total dans cette province et stimulera (retardera) l'émigration.

Résultats de l'équation révisée

Au début du chapitre 3, nous soulèverons d'autres problèmes relatifs à l'élaboration d'un modèle économétrique portant sur les mouvements migratoires suscités par la structure budgétaire. Les solutions que nous proposerons alors nous conduiront à adopter un modèle qui diffère considérablement de celui auquel renvoie l'équation V. Pour l'instant toutefois, il nous paraît intéressant d'examiner si les indices de générosité de l'assurance-chômage pour les provinces d'origine et de destination se comportent dans l'équation V comme prévu. Nous avons donc estimé l'équation V et certaines variantes mineures de cette équation pour l'ensemble du Canada, pour chacune des provinces et pour l'ensemble des provinces de l'Atlantique[17]. Ce dernier échantillon revêt un intérêt particulier puisque la région de l'Atlantique prend toujours une importance majeure dans les débats que soulèvent les questions de l'équité et de l'efficacité, telles que nous les avons présentées au chapitre 1. Pour ne pas allonger indûment l'analyse des résultats, précisons que lorsque nous affirmons qu'un coefficient est significatif, il l'est à un niveau d'au moins 10 %.

Étudions d'abord les résultats que l'estimation de l'équation V pour l'ensemble du Canada nous a permis d'obtenir. Ces résultats sont présentés au tableau 2-2. On y observe que les coefficients associés aux variables de l'assurance-chômage, AUI_i/AWW_i et AUI_j/AWW_j, sont significatifs, mais ils sont aussi inversés. Nous nous attendions que le coefficient associé à l'indice de la générosité du programme d'assurance-chômage dans la province d'origine (i) soit négatif et que ce même coefficient dans la province de destination (j) soit positif. Nos résultats indiquent toutefois que le contraire s'est produit.

Les résultats de l'équation V estimée pour chacune des provinces, pour l'émigration et l'immigration brutes, sont présentés au tableau 2-3. Dans ce cas, les coefficients associés aux indices de générosité de l'assurance-chômage portent le bon signe dans 10 des 18 équations. En particulier, ces coefficients portent le signe prévu dans les équations expliquant l'émigration en partance des provinces de l'Atlantique (Terre-Neuve, Nouvelle-Écosse et Nouveau-Brunswick) mais ils sont « inversés » dans les équations visant à expliquer l'immigration brute à destination d'une province de l'Atlantique. Les coefficients portent aussi le signe prévu dans les équations relatives à l'émigration vers les provinces situées à l'ouest de la région de l'Atlantique[18].

Une des raisons qui pourrait expliquer les variations enregistrées dans les résultats obtenus pour les diverses provinces serait la présence dans certains flux migratoires de proportions supérieures à la moyenne de migrants revenant à leur province d'origine. Le problème fondamental est que les variables économiques qui s'inscrivent dans des équations d'estimation comme l'équation V n'expliquent peut-être pas adéquatement les mouvements migratoires de retour [Vanderkamp (1971)]. Les mouvements migratoires à destination de la région de l'Atlantique peuvent renfermer une proportion relativement forte de migrants qui retournent à leur

Tableau 2-3

Équation d'estimation V relative à l'émigration et à l'immigration dans chacune des provinces (sauf l'Île-du-Prince-Édouard), 1951-1978

	C	S_1	S_2	S_3	D_{ij}	AWW_j	AWW_i	$\Delta E_j/L_j$	$\Delta E_i/L_i$	U_i	U_j	ED_i	AUI_j/AWW_j	AUI_i/AWW_i	$TRF2_i/YL_i$	GU_i/N_i	R^2 S.E.E. D.F.
Terre-Neuve																	
Émigration	9,359	1,473			-2,145	10,700	-9,392	0,023	-0,007	0,002	-0,018	0,135	5,287	-6,112	0,474	-0,286	0,858
	(6,54)	(10,24)			(-14,00)	(9,32)	(-8,10)	(1,90)	(-0,67)	(0,02)	(-0,14)	(1,19)	(4,88)	(-4,84)	(0,88)	(-2,44)	0,472
																	210
Immigration	3,675		-1,624		-1,746	-0,551	0,314	0,007	0,022	0,330	-0,103	0,362	-2,228	1,818	-0,772	0,001	0,887
	(4,02)		(-16,09)		(-17,09)	(-0,49)	(0,31)	(0,78)	(2,28)	(3,77)	(-1,24)	(3,60)	(-2,71)	(2,33)	(-4,97)	(0,10)	0,391
																	210
Nouvelle-Écosse																	
Émigration	-0,957	1,461			-0,931	9,737	-10,172	0,017	-0,015	-0,710	0,371	0,045	1,987	-1,444	0,105	0,014	0,869
	(-1,07)	(14,15)			(-16,18)	(11,57)	(-10,84)	(1,73)	(-1,30)	(-3,24)	(4,79)	(0,35)	(2,53)	(-1,59)	(0,28)	(0,18)	0,396
																	210
Immigration	-2,983		-1,876		-0,643	-0,683	-0,034	-0,012	0,005	0,937	-0,875	0,126	-0,158	0,439	-0,635	0,005	0,921
	(-6,77)		(-26,97)		(-17,10)	(-0,91)	(-0,05)	(-1,59)	(0,70)	(17,66)	(-7,04)	(2,03)	(-0,29)	(0,83)	(-6,14)	(0,49)	0,277
																	210
Nouveau-Brunswick																	
Émigration	0,091	0,763			-1,402	9,794	-7,940	0,020	-0,022	0,187	-0,210	0,076	0,439	-0,635	-0,882	-0,107	0,859
	(0,10)	(7,04)			(-18,67)	(9,51)	(-7,29)	(1,60)	(-1,85)	(1,13)	(-2,40)	(0,53)	(0,46)	(-0,56)	(-2,13)	(-1,50)	0,237
																	210
Immigration	-1,877		-1,159		-0,893	1,168	-1,378	0,003	0,006	0,601	-0,175	0,169	-0,600	0,010	-0,803	0,013	0,924
	(-4,77)		(-16,08)		(-24,35)	(1,74)	(-2,23)	(0,45)	(0,75)	(11,42)	(-1,98)	(2,76)	(-1,00)	(0,02)	(-8,02)	(1,36)	0,283
																	210
Québec																	
Émigration	2,381				-1,609	9,525	-8,222	0,027	0,001	-0,355	0,365	-0,120	1,890	-3,210	-0,189	0,017	0,855
	(1,83)				(-31,58)	(12,57)	(-9,32)	(2,28)	(0,07)	(-2,16)	(5,13)	(-0,81)	(2,00)	(-3,13)	(-0,35)	(0,27)	0,460
																	211
Immigration	-4,893	0,675			-0,491	2,945	-3,812	0,012	0,009	0,622	-0,342	0,143	1,040	-1,719	-0,918	-0,010	0,891
	(-9,96)	(10,54)			(-12,54)	(4,50)	(-6,14)	(2,12)	(1,40)	(14,51)	(-3,80)	(2,54)	(1,71)	(-3,07)	(-7,43)	(-1,13)	0,260
																	210
Ontario																	
Émigration	-0,151				-0,745	2,327	-1,994	0,027	-0,014	-0,181	0,005	-0,165	-2,934	2,539	0,445	0,036	0,582
	(-0,13)				(-14,02)	(3,28)	(-2,32)	(2,55)	(-0,82)	(-1,15)	(0,07)	(-0,80)	(-3,11)	(2,75)	(1,11)	(0,51)	0,444
																	211
Immigration	-1,894	0,277	-1,960		-0,838	2,810	-2,421	-0,011	-0,002	0,197	-0,362	0,041	2,037	-2,534	-0,824	-0,001	0,764
	(-2,11)	(3,20)	(-10,34)		(-7,62)	(4,14)	(-3,63)	(-1,19)	(-0,43)	(3,15)	(-4,01)	(0,82)	(4,11)	(-5,07)	(-7,71)	(-0,08)	0,230
																	209
Manitoba																	
Émigration	-0,096				-0,622	4,193	-5,694	0,020	0,004	1,045	-0,878	0,108	-4,728	4,446	0,478	0,005	0,828
	(-0,07)				(-5,44)	(4,79)	(-4,67)	(1,34)	(0,30)	(3,88)	(-5,43)	(0,66)	(-4,12)	(3,94)	(0,96)	(0,04)	0,589
																	211
Immigration	1,465		-1,488		-1,030	-2,100	0,224	-0,010	-0,002	0,003	-0,031	0,441	1,635	-1,563	0,506	-0,010	0,912
	(2,54)		(-17,65)		(-15,88)	(-3,15)	(0,41)	(-1,44)	(-0,32)	(0,03)	(-0,23)	(6,61)	(2,77)	(-2,63)	(4,06)	(-0,97)	0,303
																	210
Saskatchewan																	
Émigration	1,467			-0,014	-1,202	4,537	-4,970	0,003	-0,033	0,449	-1,141	0,239	-5,323	4,806	1,116	-0,021	0,907
	(1,49)			(-0,09)	(-14,91)	(4,80)	(-4,17)	(0,18)	(-2,07)	(2,09)	(-7,60)	(1,40)	(-4,25)	(3,82)	(2,47)	(-0,29)	0,601
																	210
Immigration	4,910		-1,544		-1,507	-4,922	2,573	-0,005	0,003	0,071	-0,178	0,592	1,274	-1,521	1,047	0,001	0,944
	(7,70)		(-14,73)		(-31,24)	(-5,81)	(3,80)	(-0,62)	(0,34)	(0,72)	(-1,53)	(7,00)	(1,66)	(-1,96)	(5,56)	(0,04)	0,370
																	210

Alberta															
Émigration	-1,003			-0,859	3,695	-4,174	0,018	0,146	0,833	-0,830	-0,105	-5,762	5,116	-9,64	0,165	0,874
	(-0,69)			(-10,74)	(3,81)	(-3,23)	(1,43)	(1,43)	(4,14)	(-6,53)	(-0,53)	(-4,73)	(4,56)	(-1,86)	(2,56)	0,554
																211
Immigration	4,850	-1,152	-0,313	-1,506	2,114	-1,779	-0,073	-0,010	0,073	-0,285	0,310	2,968	-3,099	0,592	0,003	0,965
	(9,28)	(-16,73)	(-3,35)	(-33,06)	(3,27)	(-3,34)	(-1,69)	(-1,69)	(1,12)	(-3,93)	(4,96)	(5,97)	(-5,46)	(4,81)	(0,40)	0,248
																209
Colombie-Britannique																
Émigration	-0,217			-0,651	3,383	-3,266	0,018	-0,006	0,521	-1,231	0,146	-2,464	2,785	0,964	0,004	0,775
	(-0,12)			(-5,00)	(3,03)	(-2,53)	(1,11)	(-0,25)	(1,70)	(-7,57)	(0,76)	(-1,89)	(2,27)	(1,77)	(0,41)	0,670
																211
Immigration	3,415	-0,993		-1,620	7,275	-6,967	0,003	-0,015	-0,222	-0,366	0,230	3,545	-3,846	0,011	-0,060	0,936
	(5,26)	(-11,92)		(-25,93)	(9,06)	(-10,19)	(0,25)	(-2,10)	(-2,97)	(-2,76)	(3,17)	(6,28)	(-6,33)	(0,07)	(-2,57)	0,306
																210

SOURCE Estimations des auteurs.

province d'origine [Gauthier (1980b)] [19]. La même chose vaudrait sans doute pour les sorties de l'Alberta et de la Colombie-Britannique vers le reste du Canada. Ces flux migratoires représentent cinq des huit flux pour lesquels les indices associés au programme d'assurance-chômage possèdent des coefficients dont les signes sont inversés.

Le tableau 2-4 présente les résultats d'estimation pour l'émigration en partance de l'ensemble de la région de l'Atlantique. Les indices de générosité de l'assurance-chômage, tels qu'ils sont présentés dans le tableau 2-3, se sont comportés comme on s'y attendait pour l'émigration en partance de chacune des provinces de l'Atlantique; ils ont fait de même pour les provinces de l'Atlantique considérées globalement. Le coefficient d'origine associé à *AUI/AWW* est significativement négatif et celui qui est associé à la province de destination est significativement positif.

Le tableau montre aussi que *AUI/AWW* donne de meilleurs résultats que l'indice *UI/YL* de Courchene dans une équation comme l'équation V lorsqu'on veut expliquer l'émigration en partance de la région de l'Atlantique. Nous avons en effet utilisé l'indice de Courchene dans l'équation Va du tableau 2-4, tant pour la province de destination que pour la province d'origine (*YL/E* figure aussi dans l'équation Va puisque cela va de pair avec l'utilisation de *YL* pour dégonfler le total des prestations d'assurance-chômage). L'estimation de cette équation démontre que UI_i/YL_i possède le signe négatif prévu mais que UI_j/YL_j possède un signe significativement négatif, alors que AUI_j/AWW_j était, tel que prévu, significativement positif dans l'équation V[20].

Il convient aussi de souligner que les résultats de l'équation V présentés dans le tableau 2-4 indiquent clairement que les autres subventions et transferts du gouvernement fédéral ont eu les effets prévus. Ces deux variables budgétaires semblent avoir significativement retardé l'émigration en partance de la région de l'Atlantique au cours de la période 1951-1978.

Révision de 1971 de la Loi sur l'assurance-chômage

Il est facile d'adapter l'équation V pour analyser l'incidence qu'a eue sur les mouvements migratoires la révision apportée à la Loi sur l'assurance-chômage en 1971[21]. La loi révisée a eu, entre autres effets, celui d'augmenter le nombre maximal de semaines pour lesquelles des prestations d'assurance-chômage pouvaient être touchées dans les régions où le taux de chômage était supérieur à la moyenne nationale.

Comme l'augmentation du nombre maximal de semaines de prestations après 1971 n'a pas touché *AUI*, les coefficients associés aux indices de générosité de l'assurance-chômage dans les provinces d'origine et de destination devraient changer après 1971. Les coefficients associés à AUI_i/AWW_i devraient être encore plus négatifs après 1971 puisque, toutes choses étant égales par ailleurs, une prolongation de la durée des prestations d'assurance-chômage dans la province d'origine réduira pour certains individus la valeur actuelle nette d'une décision de migration. De même, toutes choses étant égales par ailleurs, une augmentation de la période de prestations dans la province de destination devrait accroître la valeur actuelle nette de l'émigration de la province *i* à la province *j*.

Pour saisir les changements auxquels on s'attend dans les coefficients associés aux indices de générosité, deux expressions du genre $(AUI_k/AWW_k) \cdot T3$ ont été ajoutées à l'équation V. Dans ce cas, *T3* représente une variable muette de déplacement qui agit à partir de 1972. Ont aussi été ajoutées à l'équation V des expressions représentant les autres

Tableau 2-4

Équations d'estimation relatives à l'émigration de la région de l'Atlantique, 1951-1978

	C	S_1	D_{ij}	YL_j/E_j	YL_i/E_i	AWW_j	AWW_i	$\Delta E_j/L_j$	$\Delta E_i/L_i$	U_i	U_j	ED_i	UI_j/YL_j	UI_i/YL_i
V	-3,442 (-4,18)	1,681 (16,10)	-0,660 (-7,54)			6,664 (9,61)	-5,130 (-8,32)	0,030 (2,98)	-0,003 (-0,37)	-0,171 (-1,84)	0,456 (4,96)	0,049 (0,65)		
Va	-6,229 (-6,42)	1,231 (14,77)	-0,640 (-10,59)	2,703 (15,76)	-1,771 (-7,55)			0,020 (2,55)	0,005 (0,77)	0,296 (2,53)	0,555 (4,95)	0,357 (6,09)	-0,645 (-7,08)	-0,184 (-1,71)
VI	-4,500 (-4,50)	1,542 (14,46)	-0,775 (-8,55)			7,076 (9,96)	-6,123 (-8,29)	0,026 (2,69)	-0,005 (-0,55)	-0,147 (-1,30)	0,447 (4,77)	-0,010 (-0,13)		
VIa	-10,874 (-8,06)	1,264 (15,45)	-0,615 (-10,30)	2,649 (14,73)	-0,801 (-2,65)			0,014 (1,87)	0,003 (0,45)	0,074 (0,60)	0,633 (4,92)	0,299 (5,14)	-0,697 (-5,51)	-0,269 (-2,34)

SOURCE Estimations des auteurs.

variables budgétaires auxquelles on a multiplié une autre variable dichotomique *T2*. *T2* commence à agir au milieu de la période 1951-1978, date qui a été choisie arbitrairement[22]. Ces ajouts nous donnent l'équation VI du tableau 2-1.

Les résultats de l'équation VI portant sur l'émigration en partance de l'ensemble des provinces de l'Atlantique sont présentés au tableau 2-4. De façon générale, les indices de générosité de l'assurance-chômage et les changements intervenus dans les coefficients associés à ces indices possèdent les signes prévus. Le coefficient associé à AUI_j/AWW_j pour la province de destination constitue une exception, mais il est non significatif. Tous les autres indices de générosité de l'assurance-chômage présentent des coefficients significatifs. Il faut souligner aussi que l'utilisation de *UI/YL* comme indice de générosité dans l'équation VIa produit un coefficient significativement négatif à la fois pour UI_j/YL_j et la variable composée correspondante $(UI_j/YL_j) \cdot T3$.

Les résultats de l'équation d'estimation VI pour l'ensemble du Canada apparaissent au tableau 2-2. L'indice de générosité de l'assurance-chômage pour la province de destination possède un coefficient significativement négatif, contrairement à nos prévisions. Les variables composées relatives à l'assurance-chômage possèdent toutefois le signe prévu, celui qui est associé à la province d'origine étant aussi significatif.

Conclusion

Au début de ce chapitre, nous avons d'abord réestimé, à l'aide de données révisées, certaines équations du document stimulant et innovateur rédigé par Courchene, en 1970, sur les mouvements migratoires interprovinciaux suscités par la structure budgétaire. Les résultats décevants obtenus en ce qui concerne l'incidence de l'assurance-chômage sur les mouvements migratoires nous ont amenés à nous pencher sur la question suivante : comment le programme d'assurance-chômage devrait-il être représenté dans une équation de migration ? Nous avons alors élaboré une variante aux équations de Courchene pour trouver une réponse. Du moins pour ce qui a trait à l'émigration en partance de la région de l'Atlantique, les résultats de l'estimation de l'équation révisée confirment les conclusions obtenues par Courchene en 1970, à savoir que le programme d'assurance-chômage a retardé les mouvements migratoires interprovinciaux. Ces résultats indiquent aussi que les modifications apportées à la Loi sur l'assurance-chômage en 1971, modifications qui ont introduit des différences régionales dans la période de prestations, ont eu pour effet d'amplifier cette incidence retardatrice.

Le modèle élaboré dans le présent chapitre au sujet de l'incidence de l'assurance-chômage sur les mouvements migratoires nous permet de tirer une conclusion importante, à savoir que les différences interprovinciales au niveau des structures budgétaires ont un effet sur les migrations. Diverses raisons incitent les migrants potentiels à comparer les perspectives de revenu d'emploi qui existent chez eux à celles qui prévalent ailleurs, et c'est fondamentalement pour ces mêmes raisons qu'ils étudieront aussi les perspectives du revenu qu'ils peuvent tirer de l'assurance-chômage dans la province d'origine et dans la province de destination. Les résultats de l'estimation de l'équation révisée confirment que, toutes choses étant égales par ailleurs, une plus grande générosité du programme d'assurance-chômage en vigueur dans la province de destination accroît effectivement l'émigration en partance de la région de l'Atlantique. (Dans le chapitre 5, nous

AUI_j/AWW_j	AUI_i/AWW_i	$TRF2_i/YL_i$	GU_i/N_i	$(UI_j/YL_j)\cdot T3$	$(UI_i/YL_i)\cdot T3$	$(AUI_j/AWW_j)\cdot T3$	$(AUI_i/AWW_i)\cdot T3$	$(TRF2_i/YL_i)\cdot T2$	$(GU_i/N_i)\cdot T2$	R^2 S.E.E. D.F.
1,651 (2,21)	-2,313 (-2,67)	-0,593 (-2,02)	-0,180 (-3,67)							0,822 0,565 490
		0,291 (1,24)	-0,245 (-7,32)							0,889 0,446 490
-0,142 (-0,18)	-2,057 (-2,13)	-0,597 (-1,94)	-0,135 (-2,63)			3,922 (3,98)	-4,959 (-4,97)	0,040 (0,58)	0,170 (0,87)	0,834 0,549 486
		0,017 (0,07)	-0,194 (-5,50)	-0,207 (-2,24)	0,126 (0,98)			0,188 (3,52)	-0,628 (-4,52)	0,898 0,430 486

tenterons de déterminer si ce sont les effets d'origine ou les effets de destination qui prédominent.)

Comme nous l'avons déjà mentionné, il n'existe évidemment aucune raison de penser que ce sont uniquement les différences interprovinciales au titre de l'assurance-chômage qui sont importantes. Dans le prochain chapitre, nous tiendrons donc compte de ces différences pour toutes les composantes de la structure budgétaire; nous traiterons aussi de diverses questions qui n'ont pas encore été soulevées au sujet de la modélisation des mouvements migratoires suscités par l'activité financière des gouvernements.

3 Introduction des différences budgétaires interprovinciales dans un modèle multinomial par logit

Les principaux problèmes reliés à la construction du modèle

Dans le chapitre précédent, nous avons soutenu que les équations du tableau 2-1 ne représentent pas adéquatement le rôle de la structure budgétaire dans les mouvements migratoires du fait qu'elles ne tiennent pas compte des différences interprovinciales qui peuvent exister au sein de cette structure. Le raisonnement qui nous amène à inclure dans les équations I et II de Courchene les différences sur le plan du revenu d'emploi avant impôts nous interdit d'exclure de ces mêmes équations les écarts interprovinciaux observés sur le plan de l'impôt, des transferts et des services publics (quelle que soit la façon dont ils sont définis). Nous l'avons souligné tout particulièrement dans le chapitre 2 à l'égard des prestations d'assurance-chômage mais, comme nous l'avons déjà mentionné dans ce même chapitre, cela vaut autant pour toutes les variables du secteur public susceptibles d'influer sur le comportement migratoire.

Pour ce qui a trait à la représentation de la structure budgétaire dans les équations du chapitre 2, les subventions inconditionnelles du gouvernement fédéral posent un autre problème. La brève revue des questions de politique effectuée dans le chapitre 1 montre clairement qu'il serait fort intéressant d'analyser l'incidence des subventions inconditionnelles sur les mouvements migratoires. Cependant, les individus se préoccupent surtout des avantages financiers nets que leur procurent les achats, les taxes et les transferts gouvernementaux et, partant, il faut déterminer comment les subventions versées inconditionnellement aux provinces devraient être intégrées dans une équation exposant le comportement des individus en matière de migration si, effectivement, cette variable doit être prise en compte.

Une autre caractéristique de la structure budgétaire n'est pas incorporée dans les équations du tableau 2-1 malgré que, compte tenu des discussions présentées au chapitre 1, cette caractéristique semble importante dans les débats actuels; Courchene en tiendrait sans doute compte s'il devait de nouveau effectuer des travaux empiriques dans ce domaine. Il s'agit de la possibilité que les recettes provinciales au titre de ressources naturelles comme le pétrole et le gaz suscitent des mouvements migratoires. Cela nous amène à une question connexe et complexe, à savoir la capitalisation, question qui constitue l'essentiel des recherches empiriques sur le processus Tiebout.

Outre la question de savoir comment l'activité financière des gouvernements devrait être traitée dans un modèle sur les mouvements migratoires, il existe un certain nombre de problèmes qui n'ont pas été abordés au chapitre 2 et qui sont liés à l'utilisation des données du fichier sur les allocations familiales. L'importance du rôle de la structure budgétaire peut varier systématiquement selon la catégorie de revenu à laquelle appartiennent les individus intéressés [voir, par exemple, Gillespie (1980)] et il serait sans doute intéressant de désagréger les flux migratoires et les variables explicatives en fonction de la catégorie de revenu. L'utilisation du fichier des allocations familiales ne permet toutefois pas une telle intervention. De plus, les comportements migratoires résultant d'une structure budgétaire donnée peuvent varier en fonction de l'âge [voir, par exemple, Schwartz (1976)], de la profession [voir Stone (1979)], ou d'autres caractéristiques socio-économiques, et il est difficile d'en faire la part lorsqu'on utilise des séries établies à partir de ce fichier. Enfin, l'utilisation de données tirées du fichier sur les allocations familiales entraîne le recours à des variables explicatives fondées sur des agrégats établis à l'échelle de la province plutôt que sur l'historique des bénéficiaires d'allocations familiales qui ont effectué des migrations.

On peut aussi critiquer les équations du tableau 2-1 sur le plan du traitement économétrique qu'elles réservent au comportement migratoire en soi et ce, d'au moins deux façons. Premièrement, ces équations supposent que les mouvements migratoires

entre la province *i* et la province *j* sont indépendants des conditions qui prévalent dans les provinces *k* ou *l*, puisque les variables explicatives de ces équations ont trait uniquement aux provinces *i* ou *j*. Cette situation n'est pas réaliste, puisqu'une augmentation des perspectives de revenu dans la province *j* signifierait normalement que moins de personnes seraient incitées à déménager dans les provinces *k* et *l*. Les équations présentées dans le chapitre 2 laissent présumer que l'augmentation des migrations de la province *i* à la province *j* se fait entièrement aux dépens des personnes qui demeurent dans la province *i* [Grant et Vanderkamp (1976), pp. 31-38]. Un autre problème d'ordre économétrique a trait au traitement de la décision relative à la migration, à savoir la décision entre un « tout ou rien » ou le « choix binaire ». Une personne peut déménager ou ne pas déménager et McFadden (1973) soutient qu'il faut tenir compte explicitement de ce fait puisque les conséquences économétriques diffèrent considérablement de la spécification conventionnelle fondée sur l'hypothèse voulant que la décision relative à la migration soit parfaitement divisible.

Le présent chapitre a pour objet de construire un modèle économétrique qui tiendra mieux compte des problèmes décrits précédemment que ne le font les équations du tableau 2-1. Nous entendons construire ce modèle en intégrant de façon particulière les déterminants budgétaires des mouvements migratoires dans un modèle multinomial par logit afin d'obtenir une équation qui puisse être estimée à l'aide de données sur les mouvements migratoires désagrégés en fonction de la catégorie de revenu.

Nous présenterons d'abord le modèle multinomial par logit dans le contexte des mouvements migratoires.

Application du modèle multinomial par logit à l'étude des mouvements migratoires

Il est reconnu que les questions économétriques soulevées précédemment peuvent être traitées dans le cadre d'un modèle multinomial par logit [voir, notamment, Theil (1969, 1970), McFadden (1973) et Domencich et McFadden (1975)].

Ce modèle a d'abord été utilisé pour étudier les divers choix de modes de transport mais, comme l'a souligné Moss (1979), il convient aussi à la modélisation du comportement en matière de migration. Du point de vue empirique, le modèle multinomial par logit appliqué au comportement migratoire semble bien fonctionner dans le contexte canadien [Grant et Vanderkamp (1976) et Macerollo (1980)].

Comme ce modèle a déjà été étudié à fond dans d'autres ouvrages, nous nous contenterons ici d'exposer comment nous avons construit nos équations d'estimation dans le contexte actuel des mouvements migratoires, en nous inspirant principalement de Domencich et de McFadden.

Supposons d'abord que $U(z_j, s, \epsilon)$ représente l'utilité d'un individu dont les caractéristiques socio-économiques sont définies par le vecteur s et qui doit choisir entre des destinations discrètes et mutuellement exclusives $j = 1, \ldots, J$, définies par un vecteur d'attributs, z_j. Le vecteur ϵ représente tous les attributs non observés des diverses options et les caractéristiques de l'individu qu'il nous est impossible de mesurer.

Nous présumerons que cette personne se déplace d'un lieu d'origine *i* à une destination *j* si cette destination est celle qui maximise son utilité, c'est-à-dire si :

$$(3.1)\quad U(z_j, s, \epsilon) > U(z_i, s, \epsilon), j = 1, \ldots, J \text{ et } j \neq i.$$

En d'autres termes, on présume que chaque personne fait le calcul suivant [Rothenberg (1977), pp. 185-186] : en tout temps, cette personne est consciente du fait qu'elle doit choisir de se déplacer ou de rester en place. Tout point éventuel de destination, comme son lieu actuel de résidence, comporte diverses possibilités et diverses contraintes (c'est-à-dire une série d'attributs), toutes pertinentes dans ce calcul; de plus, une série de coûts devront être supportés (ces coûts peuvent être portés sur la liste des attributs de chaque destination possible). En évaluant chacune des destinations possibles sur le plan de l'utilité, la personne intéressée établit leur degré respectif d'utilité. Si le déplacement vers une région donnée fournit une utilité prévue supérieure à l'utilité associée au fait de demeurer sur place, la personne décidera de se déplacer; elle émigrera vers la région qui présente la plus grande utilité.

Si l'on considère un échantillonnage aléatoire établi à partir d'une population possédant des caractéristiques socio-économiques communes s et des options similaires, le vecteur ϵ sera de nature aléatoire et, par conséquent, les valeurs de la fonction d'utilité « retenue » seront stochastiques. C'est ainsi que l'événement (équation 3.1) se réalisera avec une certaine probabilité P_{ij} :

$$(3.2)\quad P_{ij} = P[U(z_j, s, \epsilon) > U(z_i, s, \epsilon)], j = 1, \ldots, J \text{ et } j \neq i.$$

De plus, on peut présumer que la fonction d'utilité U peut être représentée comme la somme d'une composante non aléatoire $V(z_k, s)$ pour toute province k, traduisant les goûts « représentatifs » de la population présentant les caractéristiques socio-économiques s, et d'une composante aléatoire $\eta(z_k, s, \epsilon)$, affichant une moyenne indépendante de z_k, qui traduit les idiosyncrasies de chaque personne à l'égard des diverses options. Ainsi, pour toute province k,

$$(3.3)\quad U(z_k, s, \epsilon) = V(z_k, s) + \eta(z_k, s, \epsilon), \; k = 1, \ldots, J.$$

Cela signifie que l'on peut réécrire l'équation 3.2 de la façon suivante :

$$(3.4)\quad P_{ij} = P[\eta_i - \eta_j < V_j - V_i], \qquad j = 1, \ldots, J \text{ et } j \neq i,$$

où $\eta_j = \eta(z_j, s, \epsilon)$, $V_j = V(z_j, s)$ et ainsi de suite.

La probabilité de demeurer sur place, P_{ii}, est donnée par $1 - \sum_{j \neq i}^{J} P_{ij}$.

On ne peut établir une équation d'estimation à partir de l'équation 3.4 sans spécifier la distribution des probabilités conjointes de η_k. Si les η_k suivent une distribution Weibull[1] et sont distribués de façon identique et indépendante, on peut alors démontrer [McFadden (1973)] que[2] :

$$(3.5)\quad P_{ij} = \frac{e^{Vj}}{\sum_{j=1}^{J} e^{Vj}}, \qquad j = 1, \ldots, J.$$

Selon Domencich et McFadden, l'hypothèse Weibull serait la seule qui fournisse une équation facile à estimer[3].

Si les V_k possèdent des paramètres log-linéaires, comme nous le présumerons [tel que l'ont fait Grant et Vanderkamp (1976)] puisque cela traduit bien l'aversion à l'égard des risques, l'équation 3.5 est tout simplement le modèle multinomial par logit habituel. La variante dérivée à partir des considérations relatives à la maximisation de l'utilité présentées par McFadden (1973) est, toutefois, tout à fait nouvelle et confirme le choix du modèle multinomial par logit comme base d'une équation relative aux mouvements migratoires.

L'équation 3.5 indique que la somme des probabilités pour chacun des i est égale à 1 et que P_{ij} n'est pas indépendant des attributs des diverses provinces k, $k \neq i$ et $k \neq j$, puisque toute hausse de V_k, imputable, par exemple, à une augmentation du revenu anticipé dans k, fera croître le dénominateur de l'équation 3.5 et, partant, réduira P_{ij}. Le modèle multinomial par logit permet donc de surmonter les problèmes soulevés à ce sujet au début du présent chapitre.

Bien que P_{ij} ne soit pas indépendant des attributs des diverses provinces k, le rapport entre deux probabilités quelconques, disons P_{ij}/P_{ji}, est indépendant de z_k pour tous les k différents de i et de j. Il suffit d'utiliser l'équation 3.5 pour calculer la probabilité de migrer vers la région j plutôt que de demeurer dans la région i, c'est-à-dire :

$$(3.6)\quad \frac{P_{ij}}{P_{ii}} = \frac{e^{Vj}}{e^{Vi}}.$$

Cette propriété des probabilités dans l'équation 3.5 est appelée « indépendance à l'égard des options non pertinentes »[4]. Soulignons que la normalisation que nous avons effectuée dans l'équation 3.6 en fonction de la probabilité de demeurer au même endroit ne restreint pas le modèle, car cette façon de faire semble naturelle dans le contexte des mouvements migratoires et que, du point de vue économétrique, cela simplifie le choix d'un estimateur efficient.

En prenant les logarithmes naturels des deux membres de l'équation 3.6, on obtient :

$$(3.7)\quad \log\left(\frac{P_{ij}}{P_{ii}}\right) = V_j - V_i, \qquad j = 1, \ldots, J \text{ et } j \neq i.$$

Cette équation constitue une base valable à la partie non aléatoire de l'équation d'estimation que nous recherchons. L'équation 3.7 est particulièrement appropriée car seuls les attributs de la province d'origine i et de la province de destination j, ainsi que les variables socio-économiques s, figurent dans le membre droit à titre de variables explicatives. Les V relatifs aux provinces autres que i ou j ne figurent pas dans l'équation 3.7, bien qu'ils soient exprimés dans l'équation 3.5 pour P_{ij}.

Le fait que le membre droit de l'équation 3.7 puisse être présenté dans une forme simple est imputable à l'indépendance à l'égard des options non pertinentes. Cette propriété, de toute évidence très

souhaitable du point de vue économétrique, ne tient que si toutes les options sont distinctes et indépendantes du point de vue du décisionnaire [voir, par exemple, Domencich et McFadden (1975), pp. 77-78]. Cette exigence ne paraît pas excessive dans la situation présente où les individus ont à choisir entre différentes provinces pouvant être décrites par un vecteur d'attributs distinct.

Dans le reste du chapitre, nous nous intéressons à la spécification détaillée du membre droit de l'équation 3.7 et particulièrement à la spécification des z_k dans l'expression $V(z_k, s)$, qu'on peut considérer comme étant composée d'un vecteur de variables relevant du « secteur privé » x_k (comprenant les coûts de la migration lorsque $k \neq i$) et d'un vecteur de variables relevant du secteur public w_k.

Étudions d'abord les variables relevant du secteur privé.

Les variables explicatives qui représentent le secteur privé

Pour préciser les composantes de z_k relevant du secteur privé, nous nous fondons sur la théorie du capital humain, présentée au chapitre 2, bien que notre spécification de x_k diffère à certains égards du vecteur de variables explicatives relevant du secteur privé présenté au chapitre précédent.

Le vecteur x_k comprend donc une mesure du revenu d'emploi réel et permanent qui est anticipé, dénotée Y_k. La construction de Y_k à partir des dossiers de l'impôt sera étudiée ultérieurement. L'utilisation d'une variable de revenu d'emploi est fondée sur l'hypothèse que les variations du revenu gagné dans le secteur privé et ne provenant pas d'un emploi (revenu de placement ou de location, par exemple) n'influeront pas sur les décisions relatives au choix d'un lieu de résidence.

Le vecteur x_k peut comprendre des variables traduisant l'incertitude relative à l'emploi : la croissance de l'emploi (secteurs privé et public) par personne dans la population active, $\Delta E_k/L_k$, et le taux de chômage, U_k, par rapport au taux moyen national, $\bar{U}$. Soulignons que E_k comprend l'emploi dans le secteur public puisque Y_k comprend la rémunération versée dans le secteur public (il n'existe pas de mesure appropriée de la rémunération versée dans le secteur public par province). Soulignons aussi que, dans le chapitre 2, la variable U_k figurait seule comme variable explicative, alors que nous cherchons ici à l'inclure uniquement une fois qu'elle est normalisée en fonction de $\bar{U}$. Nous voulons procéder ainsi du fait que les résultats relevés dans le tableau 2-3 indiquent que U_k ne se comporte pas toujours comme prévu; en effet U_k a parfois un coefficient positif associé à la destination et/ou un coefficient négatif associé à l'origine. Nous avons décidé d'utiliser plutôt la variable $U_k/\bar{U}$ qui est une mesure approximative du chômage structurel dans la province k. Cela va de pair avec l'utilisation $\Delta E_k/L_k$ qui varie de façon cyclique.

Nous soulignons que le vecteur x_k *peut* comprendre $\Delta E_k/L_k$ et $U_k/\bar{U}$, car nous estimerons aussi des équations qui omettent ces deux variables. Rappelons que la présence dans le chapitre 2 de $\Delta E_k/L_k$ et U_k à titre de variables explicatives résultait du fait que nous avions apporté une modification au modèle Todaro qui représentait le revenu d'emploi anticipé par le produit d'une probabilité d'emploi et du revenu s'il y a emploi. Nous ne rejetons pas ce modèle ici et nous l'utiliserons pour justifier l'inclusion, comme variables explicatives, des indices de générosité du programme d'assurance-chômage dans les provinces d'origine et de destination. Cependant, la variable Y_k, telle qu'elle est définie plus loin dans le présent chapitre, comprend à la fois la probabilité d'obtenir un emploi et le revenu d'emploi le cas échéant. Ainsi, si l'on utilise Y_k, l'utilisation des variables $\Delta E_k/L_k$ et $U_k/\bar{U}$ pour représenter la probabilité d'obtenir un emploi devient superflue, pourvu que notre mesure de Y_k saisisse correctement les anticipations relatives à l'emploi.

La variable x_k comprend aussi la distance entre les principales villes D_{ik} (lorsque $k \neq i$), ce qui traduit les coûts de la migration et d'autres facteurs influant sur la mobilité, comme l'exactitude des renseignements dont on dispose sur le lieu de destination. Enfin, nous incluons les variables instrumentales S_1, S_2 déjà définies afin de tenir compte des facteurs culturels associés à la langue française qui influent sur les décisions relatives aux mouvements migratoires interprovinciaux.

Bref,

$$(3.8)\quad x_k = (S_1, S_2, Y_k, \Delta E_k/L_k, U_k/\bar{U}, D_{ik} \quad (\text{si } k \neq i)).$$

Tel que nous l'avons mentionné précédemment, nous présumerons que $V(x_k)$ est log-linéaire.

En qualifiant les éléments de l'équation 3.8 de variables représentant le « secteur privé », on semble affirmer qu'ils sont indépendants de l'activité gouvernementale mais, à proprement parler, cela n'est pas tout à fait juste, même si l'on fait abstraction du fait que Y_k et E_k ont une composante relative au secteur public. Ainsi, les gouvernements provinciaux peuvent

fournir des subventions à des entreprises installées dans la province, ce qui augmente la valeur courante de Y_k et $\Delta E_k/L_k$ et contribue indirectement à attirer un plus grand nombre d'immigrants. On pourrait raisonnablement affirmer que ces migrations sont suscitées par l'activité financière des gouvernements. Nous reviendrons à la question de ces effets indirects de la structure budgétaire sur les décisions relatives aux migrations. Dans la présente étude, cependant, nous nous intéresserons principalement à l'importance des effets directs de cette structure, tels qu'ils sont intégrés aux modèles présentés ultérieurement. Dans cet optique, il y aurait lieu de considérer que nos conclusions relatives à l'importance des mouvements migratoires suscités par la structure budgétaire (chapitres 4, 5 et 6) présentent l'influence minimale de cette structure sur les mouvements migratoires interprovinciaux au Canada.

Les variables explicatives qui représentent le secteur public

La spécification des variables w_k relevant du secteur public est sans doute le problème le plus difficile qui puisse se poser dans une étude des mouvements migratoires suscités par la structure budgétaire. Nous présenterons d'abord quelques commentaires à l'égard des thèses de Tiebout, puisque ces travaux portaient directement sur la relation entre la structure budgétaire et le comportement migratoire.

Les raisons pour lesquelles les gens migrent d'après les thèses de Tiebout : les effets d'échelle, de composition et d'incidence

Le débat théorique qui a suivi la publication de l'article initial de Tiebout (1956) portait essentiellement sur les conditions nécessaires et suffisantes à un mouvement migratoire en réponse à des écarts au niveau des avantages financiers nets offerts dans les diverses provinces (ce que l'on a souvent qualifié de « voter avec ses pieds ») pour obtenir un équilibre de Lindahl ou un optimum de Pareto, et ainsi résoudre le problème des biens publics posé pour la première fois par Samuelson (1954)[5,6].

Les ouvrages empiriques complémentaires, d'un intérêt immédiat pour les fins de la présente étude, ont surtout porté sur l'estimation de la relation inverse, dans les diverses localités et au fil des ans, entre les taxes foncières et les valeurs foncières qui, comme on l'a soutenu a l'instar de Oates (1969), constitue un sous-produit du processus migratoire décrit par Tiebout[7]. Selon la version la plus simple de cette analyse (qui présume que les mouvements migratoires n'entraînent aucun coût et que l'offre de logement est inélastique), des taxes foncières relativement faibles dans la localité *j* par rapport à la localité *i* entraîneraient (étant donné un même niveau de services publics dans les deux localités) des mouvements migratoires de la localité *i* à la localité *j* jusqu'à ce que les valeurs foncières en *j* aient augmenté d'un montant équivalant à la valeur capitalisée de l'écart des taxes foncières entre les deux localités. Dans des modèles plus raffinés de ce « vote avec les pieds », la capitalisation touche aussi bien les services publics que les écarts de taxes entre les diverses localités.

Meadows (1976) a grandement amélioré l'analyse empirique des thèses de Tiebout en classant en deux catégories les effets qu'ont sur les valeurs foncières des changements dans la structure budgétaire : soit les effets d'échelle et les effets de composition. Les effets d'échelle résultent d'un changement du niveau par habitant de services publics, de transferts ou de taxes, la composition des services demeurant constante. Les effets de composition résultent d'une modification de l'ensemble des services publics offerts (par exemple, une augmentation des dépenses au titre de l'éducation aux dépens du transport en commun), les avantages publics par habitant étant maintenus constants. Les effets d'échelle ont reçu beaucoup d'attention dans les ouvrages empiriques mentionnés plus haut. Pourtant, comme le souligne Meadows, Tiebout a aussi soutenu que la composition des services publics inciterait également à « voter avec ses pieds ».

La classification établie par Meadows n'est toutefois pas complète. Il n'a pas considéré ce que nous appellerons les effets d'incidence. Si l'on maintient constants le niveau des avantages publics par habitant et la composition de ces avantages, les effets d'incidence sont ceux qui résultent d'un changement dans la répartition des avantages publics nets entre les divers individus[8].

Dans le contexte des mouvements migratoires, les effets d'échelle purs se manifesteraient par des migrations de la région *i* à la région *j* résultant des écarts au niveau des taxes ou des avantages publics (niveau par habitant des services publics, de taxes ou de transferts), pour une incidence et une composition des avantages publics nets données dans la province d'origine et la province de destination. Les effets d'incidence purs auraient trait aux migrations de la région *i* à la région *j* imputables au fait que l'incidence budgétaire est suffisamment plus avantageuse dans la région de destination que dans la région d'origine, même si l'ensemble des avantages publics et leur composition sont identiques dans les deux régions. Enfin, les effets de composition purs auraient trait aux mouvements migratoires suscités par des différences

régionales sur le plan de la composition des services publics, l'échelle et l'incidence étant identiques dans les diverses régions. En ce qui concerne nos données d'échantillonnage, les trois effets se sont sans doute présentés simultanément.

Il semblerait qu'en définissant correctement w_k et V, le modèle décrit par l'équation 3.7 permet l'existence simultanée de ces trois types de relations entre les mouvements migratoires et la structure budgétaire.

Définition des avantages financiers nets

Si l'on définit simultanément les variables w_k relevant du secteur public et la forme de la fonction d'utilité V, on représente les avantages financiers nets que peut escompter recevoir un individu représentatif de la région k possédant des caractéristiques socio-économiques données. Le fait que l'on doive approximer $V(w_k)$ plutôt que de le mesurer directement est la source de difficultés qu'il ne faut pas sous-estimer. Il serait préférable de tenir des données sur les valeurs que prend, à l'origine et à la destination, $V(w_k)$ pour chacun des migrants, ou du moins de pouvoir mesurer w_k pour chacun des migrants. En l'absence de telles données, il serait souhaitable de mesurer directement les composantes de w_k par province et par catégorie de revenu, données dont nous disposons pour 1969 [Gillespie (1980)]. Nous voulons cependant utiliser les données de séries chronologiques et l'évaluation des variables financières par province et par catégorie de revenu pour chacune des années de notre échantillon dépasse largement le cadre de la présente étude. Les séries chronologiques les plus désagrégées dont on dispose actuellement sur des variables financières comme les achats ou les transferts des gouvernements sont les données agrégées à l'échelle des provinces présentées dans les Comptes économiques provinciaux publiés par Statistique Canada. Compte tenu de cette absence de données, il s'impose de poser des hypothèses raisonnables qui permettent de représenter $V(w_k)$ et d'utiliser au mieux les données dont nous disposons sur w_k. Dans la présente section, nous exposons les résultats des recherches que nous avons effectuées en ce sens.

Le rôle du vecteur des caractéristiques socio-économiques s dans l'équation 3.3, négligé jusqu'à maintenant, sera étudié dans la prochaine section. Il existe un lien étroit entre le traitement de s et la représentation de $V(w_k)$[9].

La spécification de w_k suppose la détermination préalable des valeurs courantes totales (fédérales, provinciales et locales), par habitant, des achats G_k, des taxes TX_k et des transferts TR_k effectués au nom de tous les résidents d'une province k. (Nous discuterons ultérieurement des définitions qu'il convient de donner à toutes ces variables.) Nous allouons ensuite une part de ces valeurs par habitant en achats, taxes et transferts à un individu représentatif d'une catégorie de revenu donnée dans une province k en supposant que la part objective qu'il obtient peut être considérée proportionnelle à G_k, TX_k et TR_k, c'est-à-dire égale à $\theta_{k1}G_k$, $\theta_{k2}TX_k$ et $\theta_{k3}TR_k$ respectivement[10]. Nous obtenons donc :

$$(3.9)\quad w_k = (\theta_{k1}G_k, \theta_{k2}TX_k, \theta_{k3}TR_k),$$

où les θ_k sont présumés varier d'une catégorie de revenu à l'autre.

Il est intéressant de souligner que, dans le cas des achats du gouvernement, la formulation de $\theta_{k1}G_k$ est compatible avec la méthode qui consiste à répartir les achats totaux du gouvernement entre les individus, méthode élaborée par Borcherding et Deacon (1972) et Bergstrom et Goodman (1973). Si tous les services publics sont des biens publics purs, θ_{k1} correspond à la population de la province N_k de sorte que chaque personne représentative de chacune des catégories de revenu profite du même niveau de services publics et ce niveau correspond à l'ensemble des services disponibles à l'ensemble des individus de la province, $N_k \cdot G_k$. Par contre, si G_k est un bien privé pur également réparti, $\theta_{k1} = 1$, et chaque personne bénéficie du (même) niveau de services par habitant, G_k, quelle que soit la catégorie de revenu à laquelle elle appartient[11].

La ventilation par catégorie de revenu a été introduite par le biais de l'équation 3.9 car, nous l'avons souligné précédemment, nous présumons que l'influence de la structure budgétaire globale sur les décisions relatives à la migration variera systématiquement en fonction des catégories de revenu. Cela pourrait résulter de l'existence d'une relation entre les individus et les agrégats budgétaires G, TX ou TR qui varie systématiquement selon les catégories de revenu. Cela pourrait résulter aussi de variations d'une catégorie de revenu à l'autre des décisions migratoires face au même changement au niveau des avantages financiers nets individuels. Les résultats de diverses études effectuées aux États-Unis sur les mouvements migratoires suscités par la structure budgétaire, études effectuées par Bradford et Kelejian (1973), Reschovsky (1979) et Ellison (1980), renforcent l'idée qu'il est préférable de ventiler les flux migratoires en fonction des catégories de revenu. Ces études ont permis d'observer que les personnes

appartenant à différentes catégories de revenu réagissaient différemment aux variations d'une variable financière donnée.

La forme de l'équation 3.9 permet aussi de traiter de façon primaire l'importation et l'exportation de taxes provinciales et de services publics d'une province à l'autre. Selon l'avis de McClure (1964, 1967), tel qu'on peut l'appliquer au contexte canadien, les taxes peuvent être réorganisées de trois façons sur le plan spatial : elles peuvent être transférées à d'autres provinces par le biais d'accords fiscaux entre le gouvernement fédéral et les provinces; elles peuvent être transférées à des personnes résidant à l'extérieur de la province par le biais d'une augmentation des prix des produits taxés faisant l'objet de commerce interprovincial ou par le biais de la migration de facteurs de production entre les provinces; enfin, certaines taxes peuvent être imposées à des propriétaires de facteurs de production ne résidant pas dans la province. Il convient aussi de souligner qu'il peut exister des débordements à l'extérieur des limites provinciales concernant la fourniture de services publics provinciaux et que cette possibilité, en principe, devrait être prise en compte dans l'évaluation des avantages financiers nets par province. Ces débordements ont certes joué un rôle fondamental dans la théorie économique relative à la structure optimale d'un État fédéral, notamment dans les ouvrages de Breton (1965, 1970) et Williams (1966).

Ces débordements peuvent être considérés comme une source de divergences entre les mesures de *G*, *TX* et *TR*, pour une province donnée, et les valeurs de ces variables qui servent au calcul de l'avantage financier net d'un individu dans cette province. Si nous supposons que cette divergence dans la province k est proportionnelle à G_k, TX_k et TR_k, les facteurs de proportionnalité variant selon les variables relevant du secteur public, les θ_k de l'équation 3.9 peuvent alors absorber cette divergence, si elle existe réellement.

Bien que cela semble être la seule hypothèse qui permette de traiter de cette question dans le cadre du modèle que nous élaborons ici, il est difficile de la maintenir dans le cas des importations de taxes et d'avantages. L'hypothèse implique que les importations et entrées d'avantages dans la province k sont liées à *G*, *TX* et *TR* en k, plutôt qu'aux valeurs de ces variables dans la province dont proviennent ces taxes ou avantages.

Pour regrouper les données de l'ensemble des destinations j, il faut présumer, pour chaque catégorie de revenu, chaque origine i et chaque composante α de l'équation 3.9, que :

$$(3.10)\quad \theta_{j\alpha} = \theta_{k\alpha}, \qquad j, k = 1, \ldots, J \text{ et } j, k \neq i.$$

En d'autres termes, nous présumons qu'un individu d'une catégorie de revenu donnée croit que sa part de tout agrégat budgétaire sera constante quelle que soit la destination choisie.

Nous présumons aussi que la valeur de l'utilité anticipée de chacune des composantes de w_k pour l'individu représentatif d'une catégorie de revenu donnée dans la province k est proportionnelle au logarithme de cette composante. Ainsi, en négligeant x_k et en regroupant les θ sous le paramètre a_{k0}, nous obtenons :

$$(3.11)\quad V(w_k) = a_{k0} + a_{k1} \log G_k + a_{k2} \log TX_k + a_{k3} \log TR_k, \qquad k = 1, \ldots, J.$$

Les a_k peuvent aussi être réputés traduire partiellement les anticipations d'un individu d'un niveau de revenu donné quant à la valeur que peut prendre la composition des services publics, taxes ou transferts qui est reflétée par les valeurs par habitant de *G*, *TX* et *TR*. Une composition plus souhaitable se traduira, pour un niveau de revenu donné, par une hausse de la valeur du *a* correspondant. Les *a* peuvent varier selon les catégories de revenu. Ils auront tendance à différer les uns des autres puisque le même dollar d'achats, de taxes et de transferts est reçu ou payé dans le cadre de programmes publics différents, sous des contraintes différentes.

Le regroupement des données pour l'ensemble des destinations nous oblige à présumer, comme dans l'équation 3.10, que pour chaque origine i,

$$(3.12)\quad a_{j\alpha} = a_{k\alpha}, \qquad j, k = 1, \ldots, J \text{ et } j, k \neq i.$$

Nous aimerions également présumer que pour chaque origine i et toute composante donnée α de l'équation 3.9,

$$(3.13)\quad a_{i\alpha} \neq a_{j\alpha}, \qquad j = 1, \ldots, J \text{ et } j \neq i.$$

Ainsi, le choix de ne pas émigrer pourrait être affecté différemment par les attributs de l'origine que le sont les choix de migration par les divers attributs des destinations. L'équation 3.13 permet, par exemple, que l'assurance-chômage dans la région d'origine ait une incidence sur la capacité de financement d'un déménagement à l'extérieur de la province i, facteur qui ne joue aucun rôle dans l'évaluation de la valeur

de l'assurance-chômage pour les migrants dans la région de destination. Cependant, les problèmes de multicollinéarité qui seront analysés dans le prochain chapitre nous amèneront à retenir cette hypothèse que pour certaines composantes de w_k (notamment les indices de générosité de l'assurance-chômage).

La spécification des avantages relevant du secteur public dans les équations 3.9 à 3.13 est compatible avec l'existence d'effets d'échelle, d'incidence et de composition, tels que nous les avons définis précédemment. C'était là, évidemment, l'objet des modifications apportées au modèle (équation 3.7). Afin de mieux comprendre notre cheminement, considérons d'abord une situation où G_j, par exemple, serait supérieur à G_i pour une destination j et une origine i. Cette supériorité de G_j par rapport à G_i tend à rendre V_j relativement supérieur à V_i, tous les autres éléments de l'équation 3.11 étant maintenus constants. Cela accroît les chances de migration dans l'équation 3.7. De même, si l'incidence des services publics dans la région de destination j est plus favorable pour l'individu représentatif d'une catégorie donnée de revenu que ce n'est le cas dans sa région d'origine i (en supposant que l'équation 3.13 s'applique), tous les autres éléments de l'équation 3.11 étant maintenus constants, a_{j1} sera supérieur à a_{i1}. C'est donc dire que V_j est supérieur à V_i et que, partant, P_{ij} est supérieur à P_{ii}. De même, si la composition obtenue dans la destination j est préférable à la composition obtenue dans la région d'origine i, a_{j1} aura tendance à être supérieur à a_{i1}, ce qui, toutes choses étant égales par ailleurs, accroît les chances d'un déplacement de la région i à la région j.

Cependant, même si la spécification des avantages nets relevant du secteur public que nous avons adoptée est compatible avec l'existence d'effets d'échelle, de composition et d'incidence, elle ne permet pas de déterminer la contribution de chacun des effets considérés séparément. De plus, bien que cette formule permette une variation de l'effet d'échelle au fil du temps, ainsi qu'entre les provinces et les catégories de revenu, les effets d'incidence et de composition ne peuvent varier que d'une province à l'autre et/ou d'une catégorie de revenu à l'autre; ces effets sont en effet intégrés dans les coefficients a_k de l'équation 3.11.

Bref, en substituant aux éléments de l'équation 3.7 les éléments que nous avons développés par la suite, nous obtenons (si l'on néglige les variables muettes S_1 et S_2), le modèle suivant pour une catégorie de revenu donnée :

$$(3.14)\quad \log\left(\frac{P_{ij}}{P_{ii}}\right) = V(x_j, w_j) - V(x_i, w_i)$$

$$\begin{aligned}
&= \alpha_0 + [\alpha_1 \log Y_j + \alpha_2 \log Y_i \\
&\quad + \alpha_3 \log (\Delta E_j/L_j) \\
&\quad + \alpha_4 \log (\Delta E_j/L_i) + \alpha_5 \log (U_j/\bar{U}) \\
&\quad + \alpha_6 \log (U_i/\bar{U}) + \alpha_7 \log D_{ij}] \\
&\quad + [\alpha_8 \log G_j + \alpha_9 \log G_i \\
&\quad + \alpha_{10} \log TX_j + \alpha_{11} \log TX_i \\
&\quad + \alpha_{12} \log TR_j + \alpha_{13} \log TR_i], \\
&\qquad j = 1, \ldots, J \text{ et } j \neq i.
\end{aligned}$$

où, comme d'habitude, j renvoie à la région de destination et i à la région d'origine.

Le traitement des caractéristiques socio-économiques

L'équation 3.14 ne renferme aucun élément du vecteur des caractéristiques socio-économiques, s, qui figurait dans la définition des V_k donnée par l'équation 3.3. Heureusement, toutefois, l'application de l'équation 3.14 à chacune des catégories de revenu des migrants est sans doute la meilleure façon de tenir compte de l'existence de caractéristiques socio-économiques dans l'équation 3.3, autres que celles qui sont représentées par S_1 et S_2.

Comme le soulignent Stopher et Meyburg [(1976), chapitre 1), la forme de l'équation 3.7 implique que les composantes de s ne peuvent entrer dans le modèle sous une forme linéaire additive à moins que l'on ne présume que leurs coefficients sont fonction des choix. Si tel était le cas, il y aurait une augmentation rapide du nombre de termes exprimés dans le membre droit de l'équation 3.14. Il n'est pas judicieux non plus d'introduire les composantes de s de façon qu'il y ait interaction avec les autres variables; cette intervention peut entraîner une multicollinéarité et accroît rapidement le nombre de coefficients à estimer. Stopher et Meyburg recommandent l'utilisation de caractéristiques socio-économiques pour regrouper la population en des sous-groupes relativement homogènes; c'est l'approche que nous adoptons en principe dans l'équation 3.14. Par contre, l'utilisation de cette approche dans le présent contexte comporte une importante limite à savoir qu'il faudra se fonder sur une définition particulière des catégories de revenu comme base de ventilation. Les données fiscales dont nous disposons, décrites plus en détail dans les pages qui suivent et dans l'appendice C, se prêtent à une ventilation en fonction de nombreuses autres caractéristiques socio-économiques et nous procéderons à ces ventilations dans une certaine mesure[12]. Toutefois, une ventilation trop poussée nous amènerait rapidement à violer les

dispositions relatives à la confidentialité des données utilisées. Nous reviendrons sur le sujet ultérieurement.

Nous retiendrons dans nos équations d'estimation finales les variables socio-économiques S_1 et S_2 du chapitre 2; ces variables représentent le rôle de la langue et de la culture françaises dans l'émigration en partance de la région de l'Atlantique, en particulier l'émigration du Nouveau-Brunswick au Québec (S_1), ainsi que leur rôle dans l'émigration en partance du Québec (S_2). Le regroupement des données selon les catégories de revenu ne permet pas à lui seul de saisir l'importance de ces variables socio-économiques dans les décisions relatives aux migrations interprovinciales au Canada.

Comparaison avec les équations de type Courchene et rôle des subventions intergouvernementales

À la lumière des remarques que nous avons formulées au début de ce chapitre, il nous est possible de constater deux différences importantes entre l'équation 3.14 et le type d'équations utilisées au chapitre 2.

Premièrement, les variables budgétaires figurent tant pour la région de destination que pour la région d'origine, comme c'est le cas pour les variables relevant du secteur privé; en d'autres termes, ce sont les différences budgétaires interprovinciales qui sont déterminantes. Les variables budgétaires des équations I et II de Courchene, présentées dans le tableau 2-1, n'avaient trait qu'à la région d'origine. En deuxième lieu, les subventions intergouvernementales, telles que *GU* dans l'équation III du tableau 2-1, ne figurent pas dans nos propres équations. Dans le présent modèle, les individus retirent une certaine utilité directement des avantages financiers nets et ce sont ces avantages nets liés à la région d'origine et à la région de destination qui influent directement sur les décisions relatives aux mouvements migratoires. Il est évident que les subventions intergouvernementales modifieront les contraintes budgétaires d'une province et, par conséquent, elles pourront, par le biais du comportement du gouvernement provincial, influer sur les variables *G*, *TX* et *TR*.

Compte tenu des questions mentionnées dans le chapitre 1, il est cependant préférable de considérer explicitement l'incidence des subventions inconditionnelles du gouvernement fédéral sur le comportement migratoire. Pour ce faire, nous devons d'abord nous inspirer de Winer (1981), Slack (1980), McGuire (1978), et d'autres, pour formuler une équation comme la suivante :

$$(3.15)\quad \begin{bmatrix} GP_k \\ TXP_k \\ TRP_k \end{bmatrix} = f(Y_k, GU_k, NRR_k),$$

où Y_k représente le revenu brut de l'électeur déterminant dans la province k, le P du membre gauche renvoie à un champ de compétence provinciale/locale, *GU* représente les subventions inconditionnelles par habitant et *NRR*, les autres recettes nettes prédéterminées (exclues de *TXP*) sauf pour l'émission nette d'obligation.

Le regroupement des gouvernements provinciaux et locaux dans l'équation 3.15 permet de ne pas tenir compte de l'indépendance possible des localités par rapport au gouvernement provincial; cela permet ainsi de réduire le nombre de variables explicatives dans les équations d'estimation.

L'équation 3.15 peut être considérée comme la forme réduite d'un modèle des décisions budgétaires provinciales/locales en fonction de l'électeur déterminant. Dans un tel modèle [voir, par exemple, Winer (1981)], le gouvernement qui réussit politiquement maximise l'utilité de l'électeur déterminant $W_k = W(Y'_k, \theta_1 GP_k)$ en fonction de sa contrainte budgétaire; le revenu net de l'électeur, Y'_k, est égal au revenu brut, Y_k, moins la part de taxes versées par cet électeur, $\theta_2 TXP_k$, plus sa part de transfert, $\theta_3 TRP_k$. La contrainte budgétaire du gouvernement peut être exprimée de la façon suivante :

$$(3.16)\quad GP_k = TXP_k - TRP_k + GU_k + GC_k + NRR_k,$$

où (outre les définitions précédentes) *GC* représente les subventions conditionnelles. Dans l'équation 3.16, on suppose que les biens publics provinciaux/locaux, *GP*, sont produits à un coût constant et définis de façon qu'une unité coûte 1 $. Il est aussi présumé que les subventions conditionnelles sont complètement fongibles, ou qu'elles possèdent une propriété équivalente, à savoir que les modalités liées à l'obtention des subventions conditionnelles n'engagent pas les provinces. Les recettes provinciales nettes obtenues par le biais d'émission d'obligations sont exclues de l'équation 3.16 et ce, sans perte de généralité[13].

Il est en outre présumé que les subventions conditionnelles sont surtout de nature variable et que, par conséquent, elles sont fonction des dépenses provinciales/locales; en choisissant les valeurs de GP_k, TXP_k et TRP_k qui maximisent W_k en fonction de

l'équation 3.16, on obtient les équations de forme réduite de l'équation 3.15.

Après avoir donné une forme linéaire à l'équation 3.15 et avoir substitué les éléments de cette équation aux éléments correspondants de l'équation 3.14, on obtient pour l'émigration de la province i à la province j :

$$
\begin{aligned}
(3.17)\ \log\left(\frac{P_{ij}}{P_{ii}}\right) = {} & \beta_0 + [\beta_1 \log Y_j + \beta_2 \log Y_i \\
& + \beta_3 \log (\Delta E_j / L_j) \\
& + \beta_4 \log (\Delta E_i / L_i) \\
& + \beta_5 \log (U_j / \dot{U}) + \beta_6 \log (U_i / \bar{U}) \\
& + \beta_7 \log D_{ij}] + [\beta_8 \log GF_j \\
& + \beta_9 \log GF_i + \beta_{10} \log TXF_j \\
& + \beta_{11} \log TXF_i + \beta_{12} \log TRF_j \\
& + \beta_{13} \log TRF_i + \beta_{14} \log GU_j \\
& + \beta_{15} \log GU_i + \beta_{16} \log NRR_j \\
& + \beta_{17} \log NRR_i], \\
& j = 1, \ldots, J \text{ et } j \neq i.
\end{aligned}
$$

Dans ce cas, *GF*, *TXF* et *TRF* représentent les composantes fédérales de *G*, *TX* et *TR*, respectivement.

Avant de chercher à déterminer comment d'autres variables budgétaires devraient être incluses dans cette équation, il convient de souligner deux caractéristiques importantes de l'équation 3.17. D'abord, contrairement aux équations du chapitre 2, les subventions inconditionnelles du gouvernement fédéral figurent tant pour la région de destination que pour la région d'origine, puisque les différences budgétaires interprovinciales sont déterminantes. En second lieu, soulignons que les composantes provinciales ou locales des taxes, des transferts et des achats ne sont pas prises en compte dans cette équation. Intégrer à la fois ces composantes et les subventions intergouvernementales reviendrait à comptabiliser deux fois le rôle du fisc provincial ou local, compte tenu du modèle des décisions budgétaires que nous venons de présenter.

Le rôle de l'assurance-chômage

L'objet de la présente section est de modifier l'équation 3.17 afin de tenir compte explicitement du rôle de l'assurance-chômage.

Comme nous l'avons mentionné dans les chapitres 1 et 2, les modifications apportées à la Loi sur l'assurance-chômage en 1971 ont permis, pour la première fois, que les périodes de prestations d'assurance-chômage soient déterminées en partie en fonction des niveaux de chômage régional. Compte tenu des questions soulevées dans le chapitre 1, il est très intéressant de déterminer si l'assurance-chômage et, plus particulièrement, les modifications apportées en 1971 ont un rôle à jouer dans l'explication de la montée de l'immigration nette dans les provinces de l'Atlantique au début des années 70 (ou encore de l'immigration vers l'Alberta).

L'assurance-chômage pourrait influer sur le comportement migratoire d'au moins trois façons distinctes. Premièrement, si un individu bénéficie de prestations d'assurance-chômage, les variations régionales de la générosité du programme d'assurance-chômage auraient tendance à susciter des mouvements migratoires vers les régions offrant des prestations relativement plus généreuses, puisque le bénéficiaire obtiendrait ainsi un niveau de revenu de transfert plus élevé. Deuxièmement, du fait que l'arbitrage entre le travail et le loisir dépende généralement du niveau de revenu de transfert ou de non-emploi dont bénéficie un individu, des coupures dans les prestations d'assurance-chômage, par exemple, peuvent précipiter la décision d'un individu de rechercher un revenu d'emploi supplémentaire. Les mouvements migratoires interprovinciaux peuvent s'inscrire dans ces activités de recherche. Troisièmement, comme les autres composantes du revenu de transfert, les prestations d'assurance-chômage versées dans la région d'origine déterminent en partie la capacité d'un individu de financer un déménagement et, par conséquent, ses décisions relatives à la migration.

C'est sans doute en tentant d'estimer l'importance du deuxième effet (à savoir l'arbitrage entre le travail et le loisir) que Courchene a été amené à utiliser les prestations totales d'assurance-chômage par dollar de revenu du travail dans la région d'origine, UI_i / YL_i, comme variable de l'assurance-chômage. Mais, comme nous l'avons déjà mentionné dans le chapitre 2, cette variable pose un grave problème; en effet, sa sensibilité aux variations cycliques serait probablement responsable de sa mauvaise performance dans les tableaux 2-2 à 2-4, y compris le fait qu'elle possède un coefficient positif et significatif dans certains cas.

Dans le chapitre 2, le rapport entre les prestations hebdomadaires moyennes d'assurance-chômage et la rémunération hebdomadaire moyenne, AUI_k / AWW_k, a été utilisé pour évaluer la générosité du programme d'assurance-chômage dans la région d'origine et dans la région de destination. Cette variable semblait fonctionner relativement bien pour

certaines provinces et régions. Toutefois, elle comporte aussi une lacune, en ce sens qu'on peut s'attendre que le coefficient qui lui est associé fluctue à un certain moment de la période d'échantillonnage considérée, puisque les prestations hebdomadaires moyennes *AUI* ont été versées pendant des périodes plus longues à partir de 1971 dans les régions à taux élevé de chômage. Les résultats de l'estimation de l'équation VI présentés au tableau 2-4 confirment que les coefficients associés à *AUI/AWW* dans les régions d'origine et de destination fluctuent effectivement tel que prévu après les révisions apportées à la Loi sur l'assurance-chômage en 1971.

Il est donc préférable de mesurer de façon plus directe la générosité du programmme d'assurance-chômage dans les diverses régions en combinant deux paramètres structurels propres à ce programme. Ces deux paramètres sont les principaux responsables (s'il y en a) des variations régionales de la générosité du programme d'assurance-chômage [(Riddell (1980), Gauthier (1980a)] :

- Le rapport entre le nombre maximal de semaines de prestations dont peut bénéficier une personne ayant accumulé le nombre minimal de semaines d'emploi nécessaire pour être admissible à l'assurance-chômage et le nombre minimal de semaines requis, c'est-à-dire le rapport *MAX/MIN*. Ce rapport *MAX/MIN* est constant d'une région à l'autre avant 1972 et varie uniquement après que les variations régionales dans le *MAX* aient été introduites par la législation de 1971.
- La rigueur de l'interprétation et de l'application des règles d'admissibilité, évaluée par le rapport entre le nombre de demandes acceptées et le nombre de demandes présentées, c'est-à-dire *CA/CF*. Ce facteur présente certaines variations régionales tout au long de la période d'échantillonnage.

L'indice de la générosité du programme d'assurance-chômage que nous utiliserons est le produit de ces deux facteurs :

$$(3.18)\quad UIDEX_k = \frac{MAX_k}{MIN_k} \cdot \frac{CA_k}{CF_k}.$$

Les coefficients associés à $UIDEX_k$ ne devraient pas fluctuer après 1971 puisque cette variable est continue par rapport aux variations régionales introduites par la loi de 1971. En outre, comme les flux migratoires seront ventilés selon les catégories de revenu, il est inutile de normaliser cet indice selon le revenu pour tenir compte de la possibilité que la générosité réelle du programme d'assurance-chômage varie systématiquement en fonction du revenu d'emploi des migrants. Si le programme d'assurance-chômage « vaut » plus pour les personnes à faible revenu, comme on l'a laissé entendre dans le chapitre 2, cette réalité sera saisie par les coefficients associés à *UIDEX* et, en fait, on s'attend effectivement que ces coefficients soient supérieurs et plus significatifs pour les groupes à faible revenu qu'ils ne le sont pour les groupes à revenu élevé.

Compte tenu de l'extension que nous avons donnée au modèle Todaro dans le chapitre précédent, nous retiendrons *UIDEX* comme variable explicative tant pour la province de destination que pour la province d'origine. Comme c'était le cas dans le chapitre 2, on peut s'attendre que le coefficient de cette variable possède un signe positif dans la province de destination et un signe négatif dans la province d'origine. Les coefficients associés à $UIDEX_j$ et $UIDEX_i$ ne seront pas obligatoirement égaux dans nos équations d'estimation. Le coefficient associé à $UIDEX_i$ dans la province d'origine pourra ainsi saisir tant l'incidence de l'assurance-chômage sur la capacité à financer un déménagement que l'incidence de l'assurance-chômage sur les migrations, par le biais de son effet sur l'arbitrage travail/loisir. L'équation 3.17 modifiée de façon à inclure $UIDEX_k$ sera exposée dans le prochain chapitre. Pour le moment, soulignons simplement que lorsque la variable $UIDEX_k$ sera incluse dans l'équation 3.17, il faudra redéfinir la variable *TRF* se rapportant à l'ensemble des transferts fédéraux à l'intention des particuliers pour y exclure l'assurance-chômage; *TRF* deviendra donc *TRF2*, si l'on garde la notation adoptée au chapitre 2.

Le rôle des recettes au titre des ressources naturelles, capitalisation et différences sur le plan du coût de la vie

S'il est important de se préoccuper de l'incidence de l'assurance-chômage sur l'émigration en partance des provinces de l'Atlantique, il convient aussi de considérer les recettes au titre des ressources pétrolières et gazières lorsqu'on étudie l'émigration vers l'Alberta, la Colombie-Britannique et, dans une moindre mesure, vers la Saskatchewan[14]. Dans la présente section, nous analysons le rôle de ces recettes dans une équation comme l'équation 3.17 ainsi que les questions qui y sont associées, à savoir la capitalisation et les écarts observés dans les indices du coût de la vie.

Les personnes qui songent à émigrer vers les provinces riches en ressources s'attendent à recevoir des avantages financiers immédiats ou futurs du fait que ces provinces possèdent ou taxent une ressource dont la valeur est susceptible d'augmenter à un taux supérieur au taux d'inflation moyen à

l'échelle nationale. Le problème consiste à déterminer la ou les variables susceptibles de traduire les attentes du migrant représentatif sous l'angle de l'excédent budgétaire futur résultant de la taxation des ressources naturelles à l'échelle provinciale.

Pour résoudre la question, il convient d'étudier d'abord l'incidence sur la migration de la capitalisation des avantages financiers prévus en termes de prix du logement ainsi que l'incidence analogue des écarts interrégionaux sur le plan du coût de la vie. D'après l'analyse de Tiebout mentionnée précédemment, les mouvements migratoires suscités par l'activité financière des gouvernements donnent lieu à une capitalisation d'une partie de l'avantage financier net enregistré dans la région d'émigration, cette capitalisation affectant le prix du logement dans la mesure où l'offre de logement est inélastique[15]. Ainsi, pour déménager dans une région où le niveau de taxation par unité d'une quantité de services publics donnée est inférieur au niveau de taxation par unité pour le même niveau de services dans le lieu de résidence original, une personne accepterait de payer davantage pour son logement (droit d'entrée), ce montant variant en fonction directe de la valeur capitalisée de l'excédent budgétaire supplémentaire dont bénéficiera cette personne du fait d'avoir déménagé dans cette nouvelle région.

S'il y a effectivement capitalisation des différences interrégionales au niveau des avantages financiers nets, et que les prix du logement dans une région de destination donnée s'élèvent comparativement à ceux des logements dans la région d'origine en raison du caractère relativement plus généreux de la structure budgétaire dans cette région de destination, on pourrait s'attendre que les mouvements migratoires suscités par cette structure diminuent, sans nécessairement être éliminés[16]. En effet, toute hausse pour quelque raison que ce soit du coût de la vie dans une destination donnée par rapport à la région d'origine aura tendance, toutes choses étant égales par ailleurs, à diminuer les mouvements migratoires vers cette destination, puisqu'une telle hausse des prix (relatifs) réduit le rendement réel net prévu (voir l'équation 2.1) de l'investissement dans la migration.

Pour saisir l'effet des écarts du coût de la vie sur les mouvements migratoires de la province *i* à la province *j*, nous introduirons dans l'équation 3.17 un terme distinct, à savoir le logarithme du rapport d'un indice de prix pour la province *j* à un indice de prix pour la province *i*[17]. Ce terme saisira l'effet sur les mouvements migratoires de la province *i* à la province *j* de toute capitalisation des avantages financiers nets dans les prix du logement, ainsi que l'effet de toute différence dans le coût de la vie qui pourrait exister pour d'autres raisons. Il n'est pas possible de saisir isolément l'effet de la capitalisation sans pouvoir mesurer dans quelle mesure la capitalisation des excédents budgétaires a influé sur les prix du logement et, à notre connaissance, il n'existe pas de telle mesure.

Le fait d'utiliser un terme distinct pour tenir compte des différences régionales au niveau des prix (alors qu'on dégonfle toutes les autres variables à l'aide de l'indice national des prix à la consommation) plutôt que de dégonfler les variables en fonction de l'indice de prix qui s'applique à la région s'explique du fait que nous voulions considérer explicitement l'effet des écarts du coût de la vie sur la décision relative à la migration. En cela, nous nous inspirons de Renas (1980). On pourrait aussi dégonfler toutes les données de chacune des provinces en fonction de l'indice de prix approprié[18]. Il convient d'utiliser la différence observée dans le logarithme des indices de prix régionaux comme variable explicative, car toutes les autres variables entrent aussi sous une forme log-linéaire.

Au Canada, il est extrêmement difficile de trouver des indices de prix provinciaux ou même régionaux qui puissent être comparables et nous utiliserons comme données les deux seuls indices de ce genre que nous avons pu obtenir. Le premier est un indice des prix du logement uniquement, HP_k, fondé sur la valeur totale des listes établies par province et par année par le Multiple Listing Services (MLS). Cet indice (base 100 en 1971 pour l'ensemble du Canada) comprend un certain nombre – ce nombre est inconnu – de propriétés non résidentielles. Il peut aussi, dans une certaine mesure, être sensible aux variations cycliques, puisque le nombre et le genre de maisons inscrites par le MLS peuvent varier en fonction de l'activité économique. Le second indice, dénoté RP_k, est une mesure du coût de la vie dans la province *k*. Cet indice a été établi en ajoutant à l'indice des prix de vente au détail au niveau régional, établi par Statistique Canada, une composante représentant les prix du logement qui soit comparable sur une base régionale [voir Wrage (1978) et l'appendice A].

Nous ne pouvons prédire les signes que prendront les coefficients des logarithmes de (HP_j/HP_i) et de (RP_j/RP_i). Toutes choses étant égales par ailleurs, l'équation 2.1 suppose qu'une augmentation des prix courants dans la province *j* par rapport à la province *i* réduira la valeur actuelle nette en termes réels d'un déménagement de la province *i* à la province *j*. Cela laisse entendre que les coefficients seront négatifs. Dans nos équations, il est toutefois impossible de maintenir constantes les anticipations relatives à l'appréciation ou à la dépréciation futures réelles des maisons et d'autres actifs. Si l'on suppose que les

migrants sont incapables de financer l'achat d'une maison autre que celle de leur résidence principale, une augmentation des prix du logement en Alberta par rapport à l'Ontario, par exemple, peut attirer les migrants vers l'Ouest si ces personnes voient dans cette augmentation le présage d'un accroissement de la valeur réelle d'une maison à Calgary ou à Edmonton (comparativement à la valeur de la même maison en Ontario). Ce genre d'anticipation peut, par exemple, traduire la croyance que les avantages financiers nets financés par les recettes provinciales sur les ressources s'accroîtront considérablement dans l'avenir et que ces avantages seront capitalisés dans une large mesure dans les prix futurs du logement. Cependant, bien que le signe du coefficient associé aux prix relatifs soit ambigu, il est raisonnable de s'attendre que ce coefficient soit (algébriquement) plus petit pour les groupes à faible revenu que pour les groupes à revenu élevé. Cela est attribuable au fait que les contraintes de liquidité sont susceptibles d'être plus fortes pour les individus à faible revenu.

Il convient de mentionner ici que la possibilité d'une capitalisation soulève la question de savoir si les indices de prix relatif et le membre gauche de l'équation 3.17, qui représente les taux de migration bruts de points d'origine donnés à des destinations précises, peuvent être déterminés simultanément. La capitalisation des différences interprovinciales dans les avantages financiers nets se realise en fait parce que les migrants interprovinciaux font monter les prix du logement. Toutefois, cela n'est sans doute pas un problème important dans le cadre d'équations comme l'équation 3.17; c'est ce que nous soutiendrons dans le chapitre 4.

Passons maintenant au choix d'une variable pour les recettes tirées des ressources naturelles. Pour tenir compte des anticipations d'avantages publics provinciaux nets pour les périodes en cours et à venir, avantages résultant des recettes tirées des ressources naturelles et non capitalisées dans les prix du logement, nous inclurons dans l'équation 3.17 le logarithme de *NRR* pour les régions d'origine et de destination. L'incidence sur les mouvements migratoires de la capitalisation des avantages publics nets résultant des ressources naturelles sera incluse dans le coefficient de la variable représentant les écarts de prix régionaux; nous supposons, en effet, que les prix du logement et autres prix régionaux varieront dans la mesure où se réalisera une telle capitalisation. *NRR* représente la valeur réelle, dégonflée en fonction de l'indice des prix à la consommation, de la somme des taxes provinciales indirectes provenant du secteur des ressources (y compris les redevances, la vente et la location de droits, et ainsi de suite) à laquelle s'ajoutent les profits nets des sociétés de la Couronne qui œuvrent dans le domaine des ressources et qui appartiennent à une province. Nous ne disposons d'aucune mesure des taxes provinciales directes sur les profits et les dividendes provenant du secteur des ressources qui auraient dû être incluses dans la variable *NRR*. Aux termes de sa définition, cette variable est comparable d'une province à l'autre et les valeurs qu'elle prend sont tirées des publications de Statistique Canada relevées dans l'appendice A. Puisque notre démarche vise d'abord à saisir l'incidence qu'a eue sur les mouvements migratoires l'augmentation accélérée des recettes provinciales tirées du pétrole et du gaz dans les années 70, *NRR* sera égale à zéro sauf pour la Saskatchewan, l'Alberta et la Colombie-Britannique, seules provinces dont les recettes à ce titre sont considérables.

NRR s'inscrit dans l'équation 3.17 par le biais des équations 3.16 et 3.15. En d'autres termes, on considère *NRR* comme une source prédéterminée de recettes provinciales dans la période courante. À proprement parler, la variable *NRR* est évidemment déterminée dans la période courante par les choix des provinces en termes d'assiettes fiscales et de taux de taxation. Cependant, les recettes pétrolières et gazières, dont les variations dominent *NRR* pour la période d'échantillonnage retenue (1968-1977), dépendent principalement des prix mondiaux qui sont fixés indépendamment des gouvernements provinciaux. En ce sens, on peut considérer que la variable *NRR* est prédéterminée dans la période en cours. Une hausse de la valeur courante de *NRR* conduira à un relâchement de la contrainte imposée sur le budget provincial/local dans l'équation 3.16, ce qui permettra l'établissement soit de taxes provinciales/locales courantes ou futures plus faibles, soit d'un niveau de services courants ou futurs plus élevé. On pourrait donc s'attendre que le signe du coefficient associé à NRR_j dans la région de destination soit positif et que l'inverse se produise pour NRR_i dans la région d'origine.

La taille du coefficient associé à la variable *NRR* traduira en partie le choix des gouvernements provinciaux en ce qui concerne le montant de recettes courantes sur les ressources à épargner sous la forme d'un fonds du patrimoine ou par l'accumulation d'autres actifs [Scarfe et Powrie (1980), p. 171], bien qu'une telle décision ne fasse pas explicitement partie du modèle simple relatif aux gouvernements provinciaux représenté par l'équation 3.15. Si les recettes provinciales sur les ressources sont entièrement distribuées au fur et à mesure qu'elles sont réalisées, des gens peuvent immigrer, recueillir ces sommes dès qu'elles se présentent, puis quitter la région lorsque les recettes diminuent. Cependant, si les avantages publics nets financés par ces recettes s'ajoutent de façon continue au revenu après impôts

des résidents, leur valeur actuelle n'est élevée que pour les personnes qui prévoient demeurer dans la province assez longtemps. Dans un tel cas, les personnes qui n'envisageraient qu'un court séjour seront dissuadées d'immigrer et le coefficient associé à la variable *NRR* aura tendance à baisser.

Autres variables relevant du secteur public

Jusqu'à maintenant, nous avons étudié la définition de toutes les variables associées au secteur public comprises dans l'équation 3.17, à l'exception de GF_k et TXF_k. Nous n'analysons pas la définition de la variable *TXF* car elle ne figure pas dans nos équations d'estimation finales pour des raisons que nous présenterons dans le chapitre 4.

La variable GF_k est définie comme la somme pour la province *k* des éléments suivants : achats courants de biens et services par le gouvernement fédéral, autres que la rémunération et la défense, formation brute de capital du gouvernement fédéral, aide financière du gouvernement fédéral aux entreprises (y compris les subventions versées à des entreprises par les ministères de l'Expansion économique régionale et de l'Industrie et du commerce), ainsi que la composante agricole des subventions courantes du gouvernement fédéral.

Nous excluons les salaires des achats courants du gouvernement fédéral puisqu'ils sont déjà pris en compte dans Y_k. Quant aux achats courants liés à la défense, ils sont exclus en raison de la façon dont ils sont évalués dans les Comptes économiques provinciaux dont sont tirées la plupart de nos données sur l'activité financière des gouvernements. Ainsi, si le gouvernement fédéral achète un avion de patrouille maritime dont la base se trouve dans l'une des provinces de l'Atlantique, le coût de cet aéronef figure alors dans les comptes provinciaux comme un achat courant du gouvernement fédéral dans cette région. Cela a très peu à voir avec la question qui nous préoccupe ici, à savoir l'incidence des différences interprovinciales au niveau des structures budgétaires dans un contexte migratoire. L'aide financière apportée par le gouvernement fédéral aux particuliers est exclue car, en substance, elle est disponible également à tous les individus quelle que soit leur province de résidence. Ce sont les mêmes motifs qui nous amèneront à exclure *TXF* des équations d'estimation finales. La composante non agricole des subventions courantes du gouvernement fédéral est exclue de GF_k car elle inclut les subventions versées au titre du prix du pétrole, dont la distribution provinciale ne traduit pas la distribution des avantages de ce programme. Ainsi, l'Ontario ne bénéficie pas de ces subventions, mais elle consomme du pétrole importé.

Données fiscales et définition du revenu anticipé

Lorsque nous avons traité des variables explicatives relevant du secteur privé qui s'inscrivent dans l'équation 3.17, nous avons omis de traiter en détail de la manière dont est construite la variable représentant le revenu d'emploi anticipé, Y_k. C'est ce que nous ferons dans la présente section.

Pour préciser la façon dont la variable Y_k a été construite, il nous faut d'abord expliquer brièvement les données fiscales sur lesquelles est fondée cette variable. Ces données sont décrites plus en détail dans l'appendice C. De l'échantillon prélevé par Statistique Canada et composé de 10 % des dossiers d'impôts fédéraux couvrant la période 1967-1977, nous avons exclu les six catégories de déclarants suivantes : personnes de moins de 20 ans ou de plus de 55 ans, migrants internationaux, étudiants, personnes ayant un revenu total inférieur à 100 $, femmes à « faible » revenu et personnes dont la principale source de revenu découle d'activités de placements ou de location. Les autres dossiers ont ensuite été groupés selon la catégorie de revenu et par paires de province d'origine et de province de destination. À cette fin, le revenu a été défini comme le revenu total dans la province de destination. Les quatre « catégories de revenu » choisies ont été définies en dollars constants, c'est-à-dire qu'elles ont été dégonflées en fonction de l'indice des prix à la consommation. Pour 1977, il s'agissait des catégories suivantes : faible revenu, exempt d'impôt (100 $ à 10 000 $), faible revenu, payant de l'impôt (100 $ à 10 000 $), revenu moyen (10 001 $ à 20 000 $) et revenu élevé (20 001 $ et plus).

Cela nous a permis d'obtenir une série de flux migratoires pour les années 1968-1977, flux composés principalement de déclarants dont la principale source de revenu était un emploi (ou un emploi autonome), l'assurance-chômage ou d'autres transferts et qui sont déménagés d'une province à une autre au cours d'une année donnée, comme l'indique la comparaison qui a été faite des provinces de résidence au 31 décembre. Bien que la base de données fournisse des renseignements supplémentaires qui permettraient d'effectuer une ventilation plus poussée, nous ne pourrions utiliser ces renseignements en raison des dispositions relatives à la confidentialité des données qui ne permettent que la divulgation de totaux ou de moyennes de données sur des individus et ce, pourvu qu'il y ait au moins six dossiers dans chacune des cases d'une matrice de mobilité[19]. Même si nous avons établi un nombre très restreint de catégories, bon nombre de cases man-

quent ou sont nulles, surtout lorsque la province d'origine fait partie de la région de l'Atlantique. C'est pourquoi les flux migratoires enregistrés à partir des dossiers de l'impôt ont plus tendance à se rattacher à des paires de province d'origine et de destination données que ne le font les flux établis à partir du fichier des allocations familiales. Ainsi, les flux migratoires en partance des provinces de l'Atlantique établis à partir des dossiers de l'impôt sont davantage axés sur l'Ontario comme province de destination que ce n'est le cas lorsque les données sont établies à partir du fichier des allocations familiales, puisque de nombreuses cases de données fiscales ayant les provinces de l'Ouest comme point de destination comptent moins de six membres. Les données tirées du fichier des allocations familiales constituent essentiellement un échantillon à 100 % de toutes les familles, alors que les données fiscales sont fondées sur un échantillon de 10 % de tous les déclarants.

L'emploi de données fiscales pour mesurer les flux migratoires et certaines variables explicatives nous permet de régler certains problèmes liés à l'utilisation du fichier des allocations familiales, problèmes que nous avons soulignés au début de ce chapitre. Si des équations comme l'équation 3.17 sont estimées séparément pour chacune des catégories de revenu, les coefficients associés aux variables explicatives soutiennent mieux les variations qui peuvent se produire d'une catégorie de revenu à l'autre, en réponse à des changements dans les agrégats budgétaires provinciaux par habitant, agrégats que nous devons utiliser pour représenter la structure budgétaire. Cette ventilation par catégorie de revenu permet aussi, dans une certaine mesure, d'établir une relation entre le comportement migratoire et les caractéristiques socio-économiques, du moins dans la mesure où il existe une corrélation entre ces caractéristiques et la catégorie de revenu.

L'utilisation des données fiscales est également intéressante en ce sens qu'elle permet de construire des variables explicatives du revenu qui correspondent aux flux migratoires exprimés par le membre gauche des équations d'estimation. Les variables de revenu utilisées dans le chapitre 2 étaient tout simplement des agrégats établis à l'échelle des provinces qui n'avaient aucune relation directe avec la variable dépendante présentée dans les équations du tableau 2-1. Par contre, les données fiscales permettent d'établir une mesure du revenu d'emploi anticipé, Y_k, à partir de cas précis se rapportant à des individus dont les décisions migratoires ont fait qu'ils sont inclus dans nos données sur les flux migratoires (établies à partir des dossiers de l'impôt). Cela nous donne une variable de revenu qui se comporte considérablement mieux que ne le font YL_k/E_k ou AWW_k dans les équations du tableau 2-1. Les équations estimées dans le prochain chapitre à l'aide de données fiscales donnent toujours les signes prévus pour les coefficients associés au revenu. Cela vaut même pour les flux migratoires qui s'exercent vers la région de l'Atlantique d'une part, et vers l'Alberta et la Colombie-Britannique d'autre part. Les coefficients associés au revenu dans les équations du chapitre 2 affichaient généralement dans ces cas des signes inverses.

Établissement d'une mesure du revenu d'emploi anticipé à l'aide des données de l'impôt

Pour construire une variable représentant le revenu d'emploi anticipé à partir des données de l'impôt, nous avons posé comme hypothèse, comme l'ont fait Golladay et Haveman [(1977), p. 35], que le revenu moyen d'un groupe défini en agrégeant les données en fonction de caractéristiques socio-économiques considérées comme déterminantes pour les possibilités de revenu est une façon valable d'évaluer le revenu sur la durée de la vie active. Cette méthode s'apparente à celle qu'ont retenue Robinson et Tomes (1980). Ils ont déterminé les revenus anticipés à partir d'une régression des revenus courants sur un secteur de caractéristiques socio-économiques et ont utilisé les résultats ainsi obtenus comme mesure du revenu permanent anticipé. Alors que Golladay et Haveman utilisent 177 caractéristiques, essentiellement, nous n'avons pu en utiliser que huit : la catégorie de revenu, la province d'origine ou de destination, ainsi que les six autres caractéristiques susmentionnées. Dorénavant, nous entendrons par « catégorie de revenu » une catégorie de revenu qui a également été définie en fonction de toutes ces caractéristiques, à l'exception de l'origine ou de la destination. L'utilisation de caractéristiques supplémentaires pour définir la « catégorie de revenu » nous obligerait à violer les dispositions relatives à la confidentialité déjà mentionnées et il s'ensuivrait une hausse significative du nombre de cases vides dans nos matrices de mobilité.

Si l'on décide d'utiliser une moyenne du revenu dans une catégorie de revenu donnée, il convient de se demander quel type de moyenne traduirait le mieux les anticipations des migrants. À cet égard, il existe essentiellement deux possibilités. Nous pourrions utiliser le revenu réel moyen des migrants d'une catégorie de revenu donnée pour une paire de provinces d'origine et de destination donnée, c'est-à-dire que le revenu réel moyen des personnes qui déménagent de la province i à la province j, avant qu'elles partent de la province i, serait utilisé pour la variable Y_i, et la variable Y_j serait calculée comme le

revenu moyen de ces mêmes personnes après leur déménagement dans la province *j*. En autres mots, le choix de cette définition nous amène à utiliser l'évolution du revenu réel moyen des migrants et ce, dans chacune des cases des matrices de mobilité pour une catégorie de revenu donnée. Nous pourrions aussi utiliser une certaine moyenne du revenu (ou une fonction du revenu moyen) autre que le revenu réel des migrants.

Grant et Vanderkamp (1976) ne recommandent pas l'utilisation du revenu réel moyen des migrants. Cette mesure laisse entendre que les anticipations de revenu sont exactes et que les migrants ne s'intéressent qu'à l'avenir à court terme. En fait, à l'instar de Grant et Vanderkamp, nous avons observé qu'en utilisant les moyennes réelles pour Y_k, les coefficients associés au revenu sont quelquefois non significatifs et possèdent parfois un signe « inversé » (c'est-à-dire que les coefficients associés à Y_i sont positifs et ceux qui sont associés à Y_j sont négatifs). Il est évident que ce problème pourrait sans doute être résolu dans le cadre d'un modèle avec retards échelonnés. Cette solution n'est cependant pas souhaitable, puisque nos données ne couvrent que dix années, soit de 1968 à 1977.

Nous avons plutôt choisi d'utiliser une variante de la mesure du revenu anticipé employée par Grant et Vanderkamp[20]. Ainsi, la variable du revenu anticipé dans la province de destination Y_{jt} est définie de la façon suivante :

$$(3.19)\quad Y_{jt} = \frac{YA_{i,t-1}}{YS_{i,t-1}} \cdot YS_{j,t},$$

où $YA_{i,t-1}$ représente le revenu d'emploi réel moyen des personnes d'une catégorie de revenu donné qui déménagent de la province *i* à la province *j* pour l'année antérieure à leur déménagement; $YS_{i,t-1}$ représente le revenu d'emploi moyen au cours de l'année $t-1$ des personnes de toutes les catégories de revenu qui demeurent dans la province *i* (qui n'ont pas quitté la province *i* au cours de l'année *t*); et $YS_{j,t}$ représente le revenu d'emploi moyen au cours de l'année *t* des contribuables de toutes les catégories de revenu qui sont demeurés dans la province *j* (qui n'ont pas déménagé de la province *j* au cours de l'année *t*)[21]. Dans l'équation 3.19, les variables sont dégonflées en fonction de l'indice national des prix à la consommation pour l'année appropriée.

Cette mesure peut être interprétée de deux façons. Premièrement, l'équation 3.19 présume que la personne qui émigre de la province *i* à la province *j* s'attende à recevoir dans la province de destination un revenu d'emploi permanent correspondant à la position qu'elle occupait dans la distribution du revenu dans sa région d'origine, tel que mesuré par le ratio YA_i sur YS_i[22]. Il s'agit là de l'interprétation donnée par Grant et Vanderkamp. La variable Y_{jt} peut aussi être exprimée de la façon suivante :

$$(3.20)\quad Y_{jt} = YA_{i,t-1} \cdot \frac{YS_{j,t}}{YS_{i,t-1}}.$$

L'équation 3.20 montre que la définition de Y_{jt} suppose que la personne qui émigre de la province *i* à la province *j* s'attend que son revenu d'emploi permanent augmente en fonction du rapport des revenus d'emploi moyens (définis par rapport à l'ensemble des personnes qui ne déménagent pas) dans les provinces *i* et *j*. C'est donc dire qu'une personne qui déménagerait de Terre-Neuve en Ontario s'attendrait que son revenu d'emploi permanent augmente dans une proportion à peu près égale au rapport entre le revenu d'emploi permanent moyen à Terre-Neuve et le même type de revenu en Ontario.

Nous définissons Y_{it} de façon analogue :

$$(3.21)\quad Y_{it} = \frac{YA_{i,t-1}}{YS_{i,t-1}} \cdot YS_{i,t}.$$

Grant et Vanderkamp ont utilisé le revenu moyen de tous les émigrants de la province *i*, quelles que soient leur destination et leur catégorie de revenu, comme variable représentant le revenu d'emploi anticipé dans la province d'origine[23].

L'utilisation de $YS_{k,t}$ dans les équations 3.19 à 3.21, où *t* désigne l'année au cours de laquelle s'est effectué un déménagement, signifie que la personne qui émigre prévoit une année à l'avance lorsqu'elle calcule son revenu d'emploi anticipé à long terme et, qu'en moyenne, les gens prévoient sur une période de six mois. Supposons, par exemple, qu'une personne d'une catégorie de revenu donnée déménage de la province *i* à la province *j* en 1968, tel que l'indique la différence dans son lieu de résidence au 31 décembre 1967 et au 31 décembre 1968. L'utilisation de la moyenne des revenus des personnes qui sont demeurées dans la province *i* en 1968 pour calculer la perte de revenu occasionnée par un déménagement effectué le 1er janvier 1968, par exemple, suppose que la personne qui a émigré a prédit sur une période d'un an ce qu'aurait été son revenu permanent si elle était demeurée dans la province *i*. De même, l'utilisation du revenu moyen des personnes qui demeurent dans la province *j* en 1968 signifie que l'émigrant prévoit sur une période d'un an ce qu'il anticipe recevoir comme revenu permanent dans la province *j*.

Enfin, il importe de souligner que notre définition du revenu d'emploi anticipé ne tient sans doute pas correctement compte des anticipations relatives aux possibilités d'emploi ou au revenu d'emploi futur qui pourraient être générées par l'activité financière du gouvernement. La variable *Y* décrite plus haut n'intègre pas les effets de ce genre d'activités financières sur le revenu d'emploi moyen futur dans quelque région que ce soit. En fait, on présume que l'émigrant s'attend que son revenu soit modifié en fonction du rapport entre le revenu d'emploi moyen courant dans la région d'origine et ce même type de revenu dans la région de destination. Les coefficients associés aux variables financières peuvent donc traduire des mouvements migratoires motivés par des anticipations de possibilités d'emplois futurs financés publiquement, ainsi que des anticipations d'avantages financiers qui seraient perçus directement par le biais de régimes fiscaux correspondants.

Les migrations internationales

Avant de passer à l'estimation du modèle élaboré dans ce chapitre, nous étudierons brièvement la relation qui existe entre les migrations internes et les migrations internationales.

Jusqu'à maintenant, nous n'avons fait aucune référence aux mouvements migratoires internationaux dans l'élaboration de notre modèle. Il est toutefois évident qu'une entrée de migrants internationaux en Alberta réduirait, par exemple, la probabilité de mouvements migratoires d'autres provinces vers l'Alberta. En effet, les immigrants internationaux prendraient les emplois disponibles, créeraient une certaine congestion dans les services publics, et ainsi de suite. L'estimation d'équations comme l'équation 3.17 tient cependant compte de ce genre de relations entre les mouvements migratoires internes et internationaux. Les mouvements migratoires internationaux, s'ils ont une incidence sur les mouvements internes, doivent agir sur la perception qu'ont les migrants internes des avantages publics ou privés nets dont ils peuvent bénéficier dans la région d'origine ou de destination. Ainsi, l'incidence des mouvements migratoires internationaux sur les migrations internes est prise en compte dans les valeurs observées des variables relevant du secteur public et du secteur privé qui figurent dans le membre droit des équations d'estimation.

4 Estimation par catégorie de revenu des mouvements migratoires suscités par la structure budgétaire

Dans le chapitre 3, nous avons commencé à bâtir notre propre modèle à une équation portant sur les mouvements migratoires suscités par la structure budgétaire. Dans le présent chapitre, nous nous proposons d'estimer ce modèle en utilisant les séries migratoires que nous avons construites à partir des données sur l'impôt. Après avoir choisi un estimateur, pris en considération certains problèmes de multicolinéarité et formulé la dernière équation d'estimation de base, nous analyserons les résultats que nos estimations nous ont permis d'obtenir.

Choix d'un estimateur

Notre choix d'un estimateur a été principalement inspiré de la méthode de Theil (1970)[1]. Pour expliquer le raisonnement que nous avons suivi, reposons l'équation 3.7 :

$$(3.7)\quad \log\left(\frac{P_{ij}}{P_{ii}}\right) = V_j - V_i, \qquad j = 1, \ldots, J \text{ et } j \neq i.$$

La variable P_{ij} peut de toute évidence être estimée par M_{ij}/N_i, c'est-à-dire le rapport entre les personnes qui se déplacent de la province i à la province j et la population de la province i. La variable P_{ii} peut aussi être estimée par S_{ii}/N_i, soit le rapport entre les personnes qui restent dans la province i et la population de cette province. Donc, en remplaçant P_{ij} par M_{ij}/N_i et P_{ii} par S_{ii}/N_i, on obtient :

$$(4.1)\quad \log\left(\frac{M_{ij}}{S_{ii}}\right) = [V_j - V_i] + \epsilon_{ij},$$

$$j = 1, \ldots, J \text{ et } j \neq i,$$

où $\epsilon_{ij} = \log\left(\frac{M_{ij}}{S_{ii}}\right) - \log\left(\frac{P_{ij}}{P_{ii}}\right)$.

L'équation 4.1 peut adéquatement être estimée en appliquant la méthode des moindres carrés généralisés. Comme Theil et d'autres l'ont démontré, dans le cas de choix multiples, les ϵ_{ij} peuvent être considérés comme étant asymptotiquement distribués, leur distribution étant multi-normale, de moyenne nulle, et

$$(4.2)\quad \omega_i = N_i \begin{bmatrix} \frac{M_{i2}}{N_i}\left(1 - \frac{M_{i2}}{N_i}\right) & -\frac{M_{i2}}{N_i} \cdot \frac{M_{i3}}{N_i} & \cdots & \cdots & -\frac{M_{i2}}{N_i} \cdot \frac{M_{iJ}}{N_i} \\ -\frac{M_{i2}}{N_i} \cdot \frac{M_{i3}}{N_i} & \frac{M_{i3}}{N_i}\left(1 - \frac{M_{i3}}{N_i}\right) & -\frac{M_{i3}}{N_i} \cdot \frac{M_{i4}}{N_i} & \cdots & \cdots \\ \cdots & -\frac{M_{i3}}{N_i} \cdot \frac{M_{i4}}{N_i} & \cdots & \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ -\frac{M_{i2}}{N_i} \cdot \frac{M_{iJ}}{N_i} & -\frac{M_{i3}}{N_i} \cdot \frac{M_{iJ}}{N_i} & \cdots & \cdots & \frac{M_{iJ}}{N_i}\left(1 - \frac{M_{iJ}}{N_i}\right) \end{bmatrix}$$

la matrice des variances-covariances pour une province i donnée pouvant être adéquatement estimée par l'inverse de ω_i donné ci-après[2]. Les éléments de la diagonale de l'équation 4.2 révèlent l'existence d'une hétéroscédasticité dans les ϵ_{ij} d'une province de destination à une autre. Ce phénomène résulte essentiellement du fait que la décision de migrer suppose, à chaque moment t, un choix entre les J destinations discrètes possibles.

Les probabilités individuelles P_{ij} peuvent être estimées de la façon suivante : en représentant la valeur estimée du logarithme de (P_{ij}/P_{ii}) par $\hat{L}_{ij}$ laissons

$$(4.3)\quad A_{ij} = 1 + \sum_{j \neq i}^{J} e^{\hat{L}ij}.$$

Alors,

$$(4.4)\quad P_{ii} = 1/A_{ij} \text{ et}$$

$$P_{ij} = e^{\hat{L}ij}/A_{ij}, \quad j = 1, \ldots, J \text{ et } j \neq i.$$

Selon McFadden (1973) et Cox (1970), il faut, pour des fins d'estimation, modifier le membre gauche de l'équation 4.1 en le remplaçant par le logarithme de $[(M_{ij} + \frac{1}{2})/(S_{ii} + \frac{1}{2})]$, étant donné que cette modification améliore le rythme de convergence des estimateurs des coefficients vers les valeurs réelles puisque $E\{\log[\cdot]\}$ se rapproche du logarithme de (P_{ij}/P_{ii}) pour toute valeur donnée de N_i.

Cox soutient également qu'en présence de deux alternatives, l'estimateur des variances doit être fondé sur $[N_i(M_{ij} + 1)(N_i - M_{ij} + 1)/(N_i + 1)(N_i + 2)]$ plutôt que sur les éléments de la diagonale de l'équation 4.2. L'utilisation de ce pondérateur semble souhaitable puisque l'inverse des éléments de la diagonale de l'équation 4.2 devient arbitrairement grand lorsque M_{ij}/N_i se rapproche de 0 ou de 1, ce qui ne se produit pas pour l'inverse de ce pondérateur. Nous n'effectuerons pas cette correction puisqu'il n'est pas certain qu'elle demeure valable en présence d'un choix entre plus de deux alternatives. Quoi qu'il en soit, les essais effectués au moyen des éléments de la diagonale de l'équation 4.2 et à l'aide des pondérateurs ajustés révèlent que l'utilisation de l'un ou l'autre ensemble de pondérateurs ne fait presque aucune différence au niveau des résultats.

Dans le cas d'une province d'origine donnée i ou de sous-ensembles combinés de ces provinces, des équations telles que l'équation 4.1 seront estimées par la méthode des moindres carrés pondérés plutôt que par la méthode des moindres carrés généralisés, les éléments de la diagonale $N_i \cdot (M_{ij}/N_i)(1 - M_{ij}/N_i)$ de l'équation 4.2 étant utilisés comme pondérateurs[3]. L'utilisation de cette méthode permettra d'accorder aux cases d'une matrice de mobilité un poids d'autant plus grand que les N_i seront grands. En outre, cela permettra d'accorder moins de poids aux cases pour lesquelles M_{ij}/S_{ii} se rapproche de 0 ou de 1. Dans ce cas, de faibles variations de M_{ij}/S_{ii} occasionnent des variations relativement importantes du logarithme (M_{ij}/S_{ii}) et il va sans dire qu'il faudrait attribuer une pondération plus faible aux observations instables[4].

Nous ne tenons pas compte des termes de l'équation 4.2 relatifs aux covariances vu l'impossibilité d'obtenir un programme informatique permettant, à un coût raisonnable, l'estimation d'équations par la méthode des moindres carrés généralisés ou la méthode du maximum de vraisemblance sous la contrainte de l'équation 4.2 à partir d'échantillons composés de séries chronologiques et transversales, et se prêtant aussi à des essais au moyen d'autres échantillons et d'autres équations.

Dans le contexte actuel, toutefois, l'omission des éléments non diagonaux de l'équation 4.2 ne devrait pas poser de problème. Étant donné que le membre gauche de l'équation 4.1 a été normalisé par le choix de rester sur place, ce qui semble aller de soi dans le contexte de la migration, le nombre de personnes qui décident de ne pas migrer, S_{ii}, n'apparaît pas dans l'inverse de la matrice des variances-covariances de l'équation 4.2. De plus, les éléments de cette matrice inversée qui se situent de part et d'autre de la diagonale sont exprimés par des termes tels que $-N_i[M_{ik}/N_i \cdot M_{il}/N_i]$ pour des provinces k et l, $k \neq i$ et $l \neq i$. L'ordre de grandeur typique de M_{ik}/N_i et de M_{il}/N_i étant de 10^{-3}, l'ordre de grandeur des éléments non diagonaux de l'équation 4.2 est généralement inférieur de 10^{-2} à celui des éléments de la diagonale et, partant, il est raisonnable de faire une estimation par la méthode des moindres carrés pondérés, par un simple recours aux éléments de la diagonale comme pondérateurs.

Remarques sur l'utilisation de données groupées

Étant donné que nous utiliserons des données groupées dans la méthode d'estimation décrite ci-dessus, il convient d'apporter quelques précisions concernant l'effet que peut avoir ce groupement des données sur la qualité de l'estimateur choisi.

Il est reconnu [voir, par exemple, Pindyck et Rubinfeld (1976), p. 251] que le groupement de données entraîne un effet d'erreur de mesure dans les

variables à moins que tous les membres du groupe n'affichent un comportement homogène. Le groupement entraîne en outre une perte d'efficience même lorsque tous les groupes sont de taille égale et que le comportement est homogène à l'intérieur d'un même groupe, puisqu'on fait abstraction des divergences intra-groupe [Kmenta (1971), p. 325]. Nous ne pouvons remédier davantage à ces pertes d'efficience puisque les dossiers d'impôt des particuliers ne sont pas et ne doivent pas être mis à notre disposition. Il suffit de signaler que le groupement adopté (par catégorie de revenu) convient à la présente étude et que la ventilation par catégorie de revenu des données sur les mouvements migratoires dans une étude de la migration attribuable à l'activité financière des gouvernements constitue une démarche très innovatrice dans le contexte canadien.

Problèmes de multicollinéarité et formulation définitive des équations d'estimation

Si nous intégrons à l'équation 3.17 les modifications que nous avons apportées au modèle dans le chapitre 3, nous obtenons l'équation suivante, où seuls S_1, S_2 et le terme résiduel ne sont pas énoncés sous forme de logarithmes naturels et où toutes les variables sont dégonflées à l'aide de l'indice national des prix à la consommation, lorsque c'est nécessaire :

$$
\begin{aligned}
(4.5)\quad \log\left(\frac{M_{ij}+\frac{1}{2}}{S_{ii}+\frac{1}{2}}\right) &= \beta_0 + \beta_1 S_1 + \beta_2 S_2 + \beta_3 Y_j \\
&+ \beta_4 Y_i + \beta_5(\Delta E_j/L_j) \\
&+ \beta_6(\Delta E_i/L_i) + \beta_7(U_j/\bar{U}) \\
&+ \beta_8(U_i/U) + \beta_9 D_{ij} \\
&+ \beta_{10} UIDEX_j + \beta_{11} UIDEX_i \\
&+ \beta_{12} GF_j + \beta_{13} GF_i \\
&+ \beta_{14} TRF2_j + \beta_{15} TRF2_i \\
&+ \beta_{16} GU_j + \beta_{17} GU_i \\
&+ \beta_{18} NRR_j + \beta_{19} NRR_i \\
&+ \beta_{20}(HP_j - HP_i) \\
&+ \beta_{21} TXF_j + \beta_{22} TXF_i \\
&+ \text{erreur},
\end{aligned}
$$

$j = 1, \ldots, J$ et $j \neq i$.

Toutefois, cette équation d'estimation n'est pas celle que nous utiliserons à cause de certains problèmes de multicollinéarité.

L'équation 4.5 est sujette à des problèmes de multicollinéarité pour deux raisons. D'abord, il peut exister une corrélation entre certaines composantes de la structure budgétaire et le Y_k correspondant. L'impôt TXF_k et, dans une moins grande mesure, les autres paiements de transfert aux particuliers, $TRF2_k$, sont tous les deux fonction du revenu. Il peut y avoir corrélation entre GU_k et Y_k puisque les paiements de péréquation, et autres subventions inconditionnelles, dépendent des recettes fiscales d'une province. Deuxièmement, certaines composantes de la structure budgétaire ont tendance à être reliées. Il peut exister une certaine corrélation entre GF_k, TX_k, $TRF2_k$, $UIDEX_k$ et GU_k en raison de la nature du processus décisionnel utilisé en matière de finances publiques au niveau fédéral[5]. Par exemple, lorsque $UIDEX_k$ augmente en raison du chômage relativement élevé dans la province k, il peut y avoir un accroissement de GF_k attribuable à une stratégie fédérale destinée à atténuer les répercussions de la baisse d'emploi dans la province en question. Vu la nature du programme de péréquation, les subventions inconditionnelles GU_i et les recettes tirées des ressources naturelles NRR_i peuvent être corrélées entre les diverses provinces d'origine et de destination.

L'estimation préliminaire de l'équation 4.5 d'après la méthode décrite dans la section précédente laisse entendre que nous ne tenons pas suffisamment de données pour régler les problèmes de multicollinéarité. Même si l'estimation fondée uniquement sur des variables explicatives propres au secteur privé fournit des coefficients très significatifs assortis des signes prévus, lorsque nous estimons l'équation 4.5, les statistiques t des coefficients du revenu affichent une baisse considérable et la plupart des coefficients, y compris ceux des variables propres au secteur public, ont une faible signification statistique.

Une façon directe de réduire le problème de multicollinéarité consiste à imposer une contrainte qui rendrait égaux pour toutes les provinces les coefficients associés à certaines variables budgétaires, même si cette intervention suppose que les effets d'incidence et de composition propres à ces variables soient identiques d'une province à l'autre. (Ces effets pourraient toutefois varier selon la catégorie de revenu.) Nous avons donc choisi comme équation d'estimation de base l'équation 4.6.

$$(4.6)\quad \log\left(\frac{M_{ij}+\frac{1}{2}}{S_{ii}+\frac{1}{2}}\right) = \gamma_0 + \gamma_1 S_1 + \gamma_2 S_2 + \gamma_3 Y_j + \gamma_4 Y_i + \gamma_5 (\Delta E_j/L_j) + \gamma_6 (\Delta E_i/L_i) + \gamma_7 (U_j/\bar{U}) + \gamma_8 (U_i/\bar{U}) + \gamma_9 D_{ij} + \gamma_{10} UIDEX_j + \gamma_{11} UIDEX_i + \gamma_{12} (GF_j - GF_i) + \gamma_{13} TRF2_i + \gamma_{14} (GU_j - GU_i) + \gamma_{15} (NRR_j - NRR_i) + \gamma_{16} (HP_j - HP_i) + \text{erreur},$$
$$j = 1, \ldots, J \text{ et } j \neq i.$$

Les coefficients γ_1, γ_3, γ_5, γ_8, γ_{10}, γ_{12}, γ_{14} et γ_{15} devraient être positifs tandis que les coefficients γ_2, γ_4, γ_6, γ_7, γ_9, γ_{11} et γ_{13} devraient être négatifs. Les signes des coefficients γ_0 et γ_{16} ne peuvent être prédits à priori. Au moyen de l'équation 4.6, nous ferons une estimation pour chaque catégorie de revenu.

En plus d'imposer comme contrainte l'égalité des coefficients pour toutes les provinces, l'équation 4.6 introduit d'autres simplifications destinées à contourner les problèmes de multicolinéarité. Il y a lieu de noter que ni TXF_j ni TXF_i ne figurent dans l'équation 4.6 du fait que le taux fédéral d'imposition sur le revenu des particuliers soit le même dans toutes les provinces tandis que l'impôt payable par les particuliers est fonction de leur revenu. Ainsi, l'incidence de TXF_k sur la migration, s'il y en a une, sera comprise dans le coefficient de Y_k. Pour les mêmes raisons, essentiellement, nous pourrions exclure $TRF2_j$ et $TRF2_i$; les autres paiements de transfert aux personnes (à l'exception des prestations d'assurance-chômage) sont essentiellement les mêmes quelle que soit la province de résidence ou quel que soit le revenu, sinon $TRF2_k$ dépend de Y_k. Toutefois, suivant la méthode de Courchene, nous tenterons de dégager les effets des paiements de transfert sur la relation entre le travail, les loisirs et la migration en incorporant la variable $TRF2_i$ (pour la province d'origine) dans le membre droit de l'équation 4.6. Selon nos prévisions, et comme nous l'avons déjà souligné, $TRF2$ ne devrait pas avoir de répercussions sur le plan régional attribuable à une variation des taux de transfert d'une province à une autre, mais il se peut qu'une diminution des transferts aux particuliers d'une province d'origine, par exemple, provoque la recherche de travail supplémentaire qui entraînerait peut-être la migration d'une province à une autre, entre autres conséquences[6]. Nous avons également contraint le logarithme de (GU_k) à être nul lorsque k désigne les provinces de l'Ontario, de l'Alberta ou de la Colombie-Britannique. Cette mesure a été prise afin de supprimer, dans ces provinces, le revenu garanti qui correspond à un genre de subvention inconditionnelle qui est très corrélée à Y_k. En effet, sans cette contrainte, la signification des coefficients du revenu s'affaiblit de façon considérable et, à notre avis, est inacceptable.

Possibilité de biais résultant d'équations simultanées

Un autre aspect économétrique dont il y a lieu de tenir compte est la possibilité d'une simultanéité des variables du secteur privé ou public et des flux migratoires. Très souvent, les taux de chômage ont une faible performance dans les équations relatives à la migration; ce phénomène peut être dû au fait que les flux migratoires et les taux de chômage U_k soient déterminés de façon simultanée durant la période en cours [Greenwood (1975)]. Cette simultanéité ne devrait pas poser un problème trop grave dans l'équation 4.6 puisque le taux de chômage d'une province k donnée dépend des flux migratoires nets entre la province k et toutes les autres provinces, ainsi que d'autres facteurs, tandis que ce qui paraît dans le membre gauche de l'équation 4.6 est le flux brut entre la province k et une province (j) donnée.

L'indice des prix du logement HP_k peut aussi être déterminé en même temps que les flux migratoires puisque ces derniers constituent une source importante de variation de la demande de logement dans la province k pour toute période donnée. Nous avons brièvement invoqué cette possibilité dans le chapitre précédent. Toutefois, durant la période en question, HP_k sera influencé par la migration totale nette vers la province k et par d'autres facteurs déterminants de la demande et de l'offre de logement, tandis que seul le mouvement migratoire brut entre la province k et une autre province donnée figure comme variable dépendante dans l'équation 4.6.

Certains pourraient également soutenir que les variables du secteur public de la province k dépendent en partie de l'immigration nette dans la province k étant donné que le gouvernement fédéral ou provincial ou les administrations locales prennent des mesures en fonction des changements démographiques qui s'opèrent dans la province en question. Greenwood (1975) et Cebula (1979a) soulignent dans leurs études que cette possibilité est une source de préoccupation dont font état les ouvrages traitant de la migration. Encore une fois, nous nous fions sur la ventilation des flux migratoires dans le membre gauche de l'équation 4.6; il ne devrait pas y avoir de

relation simultanée très étroite entre la structure budgétaire de la province *k*, d'une part, et les flux bruts entre cette province *k* et une autre province d'origine ou de destination, d'autre part. En outre, il semble raisonnable de supposer que le rajustement de la structure budgétaire en vigueur dans la province *k* à l'immigration nette provenant de toutes les régions accuse un retard correspondant à une période donnée, même dans le cas de données annuelles.

Synthèse des équations d'estimation

Les diverses formes de l'équation 4.6 qui ont servi à l'estimation sont relevées dans le tableau 4-1. Ces équations sont numérotées de VII à X et constituent la suite de la série fournie dans le tableau 2-1. Toutes les variables contenues dans ce tableau sont exprimées en logarithmes naturels sauf dans le cas de S_1 et S_2. La variable dépendante utilisée pour l'estimation est le logarithme de $[(M_{ij} + \frac{1}{2})/(S_{ij} + \frac{1}{2})]$, mais les $+\frac{1}{2}$ ne sont pas indiqués ici.

L'appendice A fournit une liste des définitions des variables figurant dans le tableau 4-1 ainsi que dans les tableaux 4-2 à 4-16. À l'exception de $D(GF/N)_{ji}$, $D(GU/N)_{ji}$ et $D(NRR/N)_{ji}$, les variables ont déjà été définies. Le symbole $D(\ )_{ji}$ désigne une variable explicative correspondant à la différence, pour la destination *j* et l'origine *i*, entre les valeurs du logarithme naturel de la variable entre parenthèses. Nos prévisions relatives aux signes des coefficients sont indiquées de nouveau dans le tableau 4-1.

Dans les équations VII et VIII, *RP* désigne l'indice régional des prix. Rappelons que *RP* englobe les prix des autres biens en plus du logement tandis que *HP* ne représente que l'indice des prix du logement. L'équation VII comprend les variables $\Delta E/L$ et $U/\overline{U}$, qui expriment l'incertitude en matière d'emploi tandis que l'équation VIII les exclut parce que, en principe, *Y* est une mesure de revenu d'emploi anticipé mais en pratique, cette variable ne permet pas nécessairement de bien prévoir les possibilités d'emploi. Les équations IX et X sont analogues aux équations VII et VIII respectivement, sauf qu'on y utilise *HP* au lieu de *RP* comme indice régional des prix.

Pour certains échantillons, nous avons également estimé diverses formes des équations VII à X dans lesquelles nous supposons que les erreurs obéissent à un processus autorégressif du premier ordre. Il peut en être ainsi, par exemple, s'il y a autocorrélation de variables pertinentes omises dans les équations. En plus de permettre une vérification sommaire des répercussions que peut avoir sur nos conclusions l'omission de variables pertinentes, ces équations permettent de déterminer approximativement dans quelle mesure la multicollinéarité pose encore un problème important dans les équations VII à X. En effet, le traitement de l'autocorrélation dans le terme d'erreur a résulté en une transformation des équations VII à X, ce qui peut avoir atténué la collinéarité des variables transformées par rapport à celle des variables initiales.

Analyse détaillée des résultats

Dans la présente section nous analysons en détail les résultats des estimations qui figurent dans les tableaux 4-2 à 4-16. L'analyse de ces résultats, résumés à la fin du chapitre, sera principalement effectuée sous l'angle du rôle de la structure budgétaire.

Chacun des tableaux relève les résultats correspondant à certains mouvements migratoires. Compte tenu des questions étudiées dans le chapitre 1 et des tendances récentes de la migration interprovinciale exposées dans ces pages, nous avons axé notre analyse des mouvements migratoires sur trois régions

Tableau 4-1

Équations d'estimation présentées au chapitre 4

Signes escomptés			?	+	-	-	+	-	+	-	-	+	+	-	+	-	+	+	?
VII	M_{ij}/S_{ii}	=	C	S_1	S_2	D_{ij}	Y_j	Y_i	$\Delta E_j/L_j$	$\Delta E_i/L_i$	$U_j/\overline{U}$	$U_i/\overline{U}$	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ji}$	$TRF2_j/N_i$	$D(GU/N)_{ji}$	$D(NRR/N)_{ji}$	RP_j/RP_i
VIII	M_{ij}/S_{ii}	=	C	S_1	S_2	D_{ij}	Y_j	Y_i					$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ji}$	$TRF2_j/N_i$	$D(GU/N)_{ji}$	$D(NRR/N)_{ji}$	RP_j/RP_i
IX	M_{ij}/S_{ii}	=	C	S_1	S_2	D_{ij}	Y_j	Y_i	$\Delta E_j/L_j$	$\Delta E_i/L_i$	$U_j/\overline{U}$	$U_i/\overline{U}$	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ji}$	$TRF2_j/N_i$	$D(GU/N)_{ji}$	$D(NRR/N)_{ji}$	HP_j/HP_i
X	M_{ij}/S_{ii}	=	C	S_1	S_2	D_{ij}	Y_j	Y_i					$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ji}$	$TRF2_j/N_i$	$D(GU/N)_{ji}$	$D(NRR/N)_{ji}$	HP_j/HP_i

NOTE Les indices *i* et *j* désignent la province d'origine et la province de destination, respectivement. Voir l'appendice A pour une définition des variables.
SOURCE Se référer au texte.

définies soit : les provinces de l'Atlantique (sauf l'Île-du-Prince-Édouard), l'Alberta et la Colombie-Britannique, et l'Ontario. Le groupent des flux migratoires a été jugé nécessaire en raison des problèmes de degrés de liberté qui traduisent sans doute, du moins en partie, la pesistance de la multicollinéarité[7].

Les mnémoniques utilisées pour désigner les catégories de revenu dans les tableaux sont les suivantes : *PNT*, faible revenu, exempt d'impôt; *PT*, faible revenu avec impôt; *M*, revenu moyen; *R*, revenu élevé; *PNTP*, agrégation de *PNT* et de *PT*; *MR*, agrégation de *M* et de *R*; et *ALL*, agrégation de toutes les catégories de revenu. La définition exacte de ces catégories de revenu et les méthodes d'agrégation utilisées pour les définir sont énoncées dans l'appendice C.

Selon la formule adoptée dans le chapitre 2, la signification des coefficients n'est pas précisée dans les tableaux 4-2 à 4-16 et lorsque nous parlons de signification d'un coefficient dans la présente analyse des résultats, il s'agit d'un seuil de signification d'au moins 10 %.

Émigration des provinces de l'Atlantique

Les tableaux 4-2 à 4-4 présentent les résultats relatifs à l'émigration des provinces de l'Atlantique (sauf l'Île-du-Prince-Édouard). Ces résultats sont de deux genres : ceux qui font la part des mouvements migratoires d'une province maritime à une autre dans l'échantillon et ceux qui en font abstraction.

Les seuls résultats présentés sont ceux des équations VII et VIII dans lesquelles *RP* est l'indice régional des prix. Nous avons constaté, en effet, que les résultats des équations IX et X (ne figurant pas ici) où l'on utilise l'indice des prix *HP* présentent des coefficients du logarithme de HP_j/HP_i à la fois positifs et élevés par rapport aux coefficients de Y_j et Y_i. C'est le cas pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*. Étant donné que les observations les plus pondérées de l'échantillon sont celles dont la province de destination est l'Ontario ou une province de l'Atlantique, les coefficients élevés et positifs obtenus laissent entendre que les chances de migrer s'accroissent considérablement lorsque les migrants potentiels estiment que le logement et d'autres biens prendront de la valeur plus rapidement en Ontario ou dans une autre province de l'Atlantique que dans leur province de résidence actuelle.

À notre avis, ces coefficients élevés sont invraisemblables. En effet, si les émigrants étaient attirés par la possibilité d'une plus-value, ce phénomène se manifesterait très clairement par le coefficient du logarithme HP_j/HP_i dans le cas de la migration d'une province canadienne vers l'Alberta et la Colombie-Britannique (abstraction faite des déplacements intra-région), comme l'indique le tableau 4-5. Or, dans ce cas, les coefficients de *HP* sont négatifs. Nous estimons donc qu'il serait imprudent d'accorder trop de crédibilité aux équations incorporant l'indice des prix du logement dans le cas de l'émigration des provinces de l'Atlantique. Cette conclusion est renforcée par la performance des variables relatives au revenu, qui est beaucoup plus faible dans les équations IX et X que dans les équations VII et VIII, notamment pour la catégorie de revenu *MR*. Dans le cas de la catégorie *MR*, les coefficients de Y_j et Y_i ne sont pas significatifs dans les équations IX et X mais ils le sont dans les équations VII et VIII.

Des résultats obtenus des équations des tableaux 4-2 à 4-4 au sujet du rôle de la structure budgétaire, les plus clairs sont ceux qui traitent de l'incidence du programme d'assurance-chômage. Dans les trois tableaux, *UIDEX* est positif et significatif dans le cas de la province de destination et il est négatif et significatif dans le cas de la province d'origine pour les catégories de revenu *PNTP*, *PNT* et *PT*, comme nous l'avions prévu. Pour ces catégories de revenu, les coefficients de *UIDEX* des provinces d'origine et de destination sont approximativement égaux en valeur absolue. Dans le cas des catégories *MR*, *M* et *R*, ces coefficients ne sont jamais significatifs et portent le mauvais signe dans la moitié des cas. Ce dernier résultat laisse entendre que les personnes ayant un revenu plus élevé attachent davantage d'importance aux perspectives d'emploi immédiates et n'auront pas tendance à déménager dans des régions affichant des taux de chômage croissants et pour lesquelles *UIDEX* est relativement élevé.

Le rôle des dépenses gouvernementales autres que les transferts aux particuliers, *D*(*GF*/*N*), est moins évident. Le tableau 4-2 (dans lequel on ne tient pas compte des déplacements d'une province maritime à une autre) révèle que les dépenses gouvernementales accrues dans les provinces de l'Atlantique par rapport aux autres régions du Canada augmentent les chances d'émigrer des provinces de l'Atlantique dans les deux catégories de revenu et ce phénomène est plus prononcé dans le cas de la catégorie *MR*. Les coefficients obtenus pour la catégorie *PNTP* ne sont pas significatifs. On peut interpréter ces résultats de la façon suivante : les personnes faisant partie de la catégorie *MR* ne sont pas attirées par le fait que les dépenses gouvernementales soient relativement élevées dans une région donnée; pour elles, en effet, ce serait là l'indice de conditions économiques défavorables. Cette interprétation correspond à l'interprétation précédente concernant les coefficients contraires à ceux que l'on prévoyait obtenir

Tableau 4-2

Équations d'estimation relatives à l'émigration des provinces de l'Atlantique, abstraction faite des migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	S_1	D_{ij}	Y_j	Y_i	$\Delta E_j/L_j$	$\Delta E_i/L_i$	$U_j/\overline{U}$	$U_i/\overline{U}$	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ji}$	$TRF2_i/N_i$	$D(GU/N)_{ji}$	$D(NRR/N)_{ji}$	RP_i/RP_j	R^2 *S.E.E.* *D.F.*
PNTP	VII	-7,546 (-5,36)	1,791 (10,98)	0,094 (0,69)	6,071 (4,97)	-6,309 (-4,90)	0,006 (0,40)	-0,017 (-1,77)	-0,221 (-1,01)	0,095 (0,37)	0,858 (3,42)	-0,891 (-3,63)	-0,147 (-1,01)	0,474 (1,40)	-0,275 (-1,77)	0,131 (1,39)	-1,789 (-1,78)	0,885 2,301 134
	VIII	-8,028 (-5,94)	1,828 (11,79)	0,136 (1,07)	6,269 (5,33)	-6,508 (-5,31)					0,940 (4,04)	-0,991 (-4,54)	-0,013 (-0,11)	0,734 (2,37)	-0,301 (-2,12)	0,203 (2,75)	-1,911 (-2,19)	0,880 2,317 138
MR	VII	-6,238 (-3,73)	1,006 (6,69)	-0,314 (-2,17)	2,975 (2,34)	-2,456 (-1,87)	0,029 (1,83)	-0,004 (-0,35)	-0,100 (-0,42)	0,062 (0,22)	-0,029 (-0,11)	-0,015 (-0,06)	-0,414 (-2,57)	-0,559 (-1,50)	-0,587 (-3,51)	0,062 (0,67)	-0,108 (-0,10)	0,789 1,824 112
	VIII	-7,236 (-4,64)	1,086 (7,90)	-0,234 (-1,74)	3,015 (2,57)	-2,422 (-2,00)					0,001 (0,00)	-0,027 (-0,12)	-0,380 (-2,89)	-0,529 (-1,67)	-0,528 (-3,43)	0,113 (1,58)	-0,103 (-0,12)	0,782 1,824 116

NOTE Toutes les variables ont été dégonflées à l'aide de l'indice canadien des prix à la consommation (base 100 en 1971) lorsque cela s'avérait nécessaire. Statistiques sommaires : R^2 n'est pas ajusté, *S.E.E.* est l'erreur-type d'estimation, *D.F.* correspond aux degrés de liberté appropriés à la statistique *t* qui est donnée entre parenthèses.

SOURCE Estimations des auteurs.

Tableau 4-3

Équations d'estimation relatives à l'émigration des provinces de l'Atlantique, y compris les migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	S_1	D_{ij}	Y_j	Y_i	$\Delta E_j/L_j$	$\Delta E_i/L_i$	$U_j/\bar{U}$	$U_i/\bar{U}$	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ji}$	$TRF2_i/N_i$	$D(GU/N)_{ji}$	$D(NRR/N)_{ji}$	RP_j/RP_i	R^2 S.E.E. D.F.
PNTP	VII	-2,159 (-2,00)	1,106 (10,73)	-0,384 (-5,95)	3,992 (5,39)	-4,324 (-5,38)	0,014 (1,06)	-0,006 (-0,57)	-0,244 (-1,10)	0,697 (2,77)	0,959 (4,39)	-0,871 (-3,93)	0,157 (1,23)	-0,020 (-0,06)	0,222 (1,80)	0,213 (2,44)	0,016 (0,02)	0,806 2,744 192
	VIII	-1,935 (-1,77)	1,100 (10,65)	-0,353 (-5,45)	4,112 (7,06)	-4,509 (-7,02)					0,869 (4,10)	-0,721 (-3,52)	0,316 (2,75)	-0,183 (-0,64)	0,161 (1,35)	0,281 (3,94)	-0,002 (-0,03)	0,792 2,812 196
MR	VII	-3,290 (-3,08)	0,704 (8,79)	-0,477 (-9,50)	1,593 (2,52)	-1,304 (-1,88)	0,009 (0,89)	0,007 (0,78)	-0,158 (-0,81)	0,517 (2,27)	0,182 (0,98)	-0,154 (-0,80)	-0,163 (-1,40)	-0,629 (-2,13)	-0,108 (-0,94)	0,152 (2,14)	1,420 (2,08)	0,718 1,873 171
	VIII	-3,032 (-2,86)	0,702 (8,91)	-0,469 (-9,35)	2,284 (4,55)	-2,047 (-3,71)					0,041 (0,23)	0,052 (0,30)	-0,096 (-0,94)	-0,758 (-3,14)	-0,040 (-0,38)	0,136 (2,36)	0,064 (0,82)	0,706 1,391 175

SOURCE Estimations des auteurs.

Tableau 4-4

Équations d'estimation relatives à l'emigration des provinces de l'Atlantique, y compris les migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, cinq catégories de revenu, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	S_t	D_{it}	Y_j	Y_i	$\Delta E_j / L_j$	$\Delta E_i / L_i$	$U_j / \bar{U}$	$U_i / \bar{U}$	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{it}$	$TRF2_j / N_i$	$D(GU/N)_{it}$	$D(NRR/N)_{it}$	RP_j / RP_i	R^2 S.E.E. D.F.
PNT	VII	-6,194 (-7,75)	0,552 (4,11)	-0,039 (-0,39)	1,412 (1,23)	-1,269 (-1,10)	-0,0001 (-0,01)	0,012 (1,00)	-1,426 (-4,36)	1,049 (3,22)	1,056 (3,73)	-1,037 (-3,60)	0,426 (2,63)	1,220 (2,95)	0,009 (0,05)	-0,369 (-2,41)	-1,781 (-1,64)	0,821 1,207 64
PT	VII	-2,138 (-1,90)	1,053 (10,08)	-0,348 (-5,24)	3,826 (5,04)	-4,168 (-5,09)	0,014 (1,03)	-0,005 (-0,47)	-0,248 (-1,09)	0,684 (2,67)	1,013 (4,55)	-0,936 (-4,13)	0,205 (1,56)	0,168 (-0,50)	0,178 (1,39)	0,215 (2,44)	-0,072 (-0,09)	0,800 2,531 181
M	VII	-3,933 (-3,16)	0,672 (8,06)	-0,452 (-8,74)	1,403 (2,12)	-0,997 (-1,43)	0,002 (0,22)	0,006 (0,64)	-0,360 (-1,75)	0,630 (2,65)	0,214 (1,11)	-0,178 (-0,89)	-0,240 (-2,01)	-0,704 (-2,27)	-0,040 (-0,34)	0,120 (1,62)	1,869 (2,63)	0,702 1,701 160
R	VII	-4,184 (-2,05)	0,291 (2,30)	-0,248 (-2,80)	0,925 (0,82)	-0,483 (-0,40)	0,018 (1,00)	0,026 (2,03)	-0,046 (-0,14)	-0,306 (-0,91)	-0,344 (-1,06)	0,263 (0,79)	0,284 (1,43)	-0,772 (-1,59)	-0,299 (-1,46)	-0,151 (-1,30)	-0,854 (-0,83)	0,721 1,133 69
ALL	VII	-0,654 (-0,75)	0,985 (11,18)	-0,486 (-8,83)	3,507 (5,50)	-3,968 (-6,06)	0,016 (1,40)	-0,001 (-0,07)	-0,079 (-0,40)	0,651 (2,88)	0,686 (3,59)	-0,609 (-3,13)	0,012 (0,11)	-0,169 (-0,58)	0,131 (1,16)	0,224 (2,99)	0,536 (0,76)	0,801 3,145 208
PNT	VIII	-5,542 (-5,94)	0,783 (5,17)	0,039 (0,35)	1,902 (1,97)	-2,045 (-2,05)					0,945 (2,89)	-0,849 (-2,62)	0,690 (3,84)	0,726 (1,71)	0,070 (0,40)	0,139 (1,01)	-0,090 (-1,18)	0,786 1,450 68
PT	VIII	-1,885 (-1,66)	1,046 (10,07)	-0,317 (-4,76)	3,914 (6,56)	-4,325 (-6,64)					0,920 (4,27)	-0,784 (-3,77)	0,361 (3,04)	-0,339 (-1,17)	0,108 (0,88)	0,282 (3,96)	-0,008 (-0,12)	0,786 6,713 185
M	VIII	-4,065 (-3,24)	0,676 (8,14)	-0,445 (-8,55)	2,436 (4,63)	-2,012 (-3,50)					0,019 (0,11)	0,066 (0,37)	-0,109 (-1,03)	-0,713 (-2,75)	0,028 (0,25)	0,132 (2,17)	0,052 (0,64)	0,684 1,730 164
R	VIII	-4,329 (-2,07)	0,375 (3,03)	-0,274 (-3,04)	0,798 (0,90)	-0,253 (-0,25)					-0,410 (-1,33)	0,375 (1,26)	0,018 (0,10)	-1,422 (-3,69)	-0,235 (-1,23)	-0,080 (-0,88)	0,042 (0,37)	0,680 1,179 73
ALL	VIII	-0,359 (-0,41)	0,956 (10,80)	-0,469 (-8,47)	3,733 (7,25)	-4,239 (-8,16)					0,578 (3,15)	-0,420 (-2,36)	0,104 (1,03)	-0,386 (-1,55)	0,116 (1,10)	0,226 (3,64)	0,040 (0,63)	0,790 3,202 212

SOURCE Estimations des auteurs.

pour *UIDEX* dans cette catégorie. Lorsque l'échantillon englobe les déplacements effectués à l'intérieur de la région de l'Atlantique, comme c'est le cas dans les tableaux 4-3 ou 4-4, le coefficient de *D*(*GF/N*) est encore négatif pour les catégories de revenu élevé (sauf pour la catégorie *R* du tableau 4-4 où le coefficient n'est pas significatif), mais les coefficients des catégories *PNTP*, *PT* et *PNT* sont positifs, comme prévu, et significatifs dans quatre des six équations estimées pour ces catégories. Ces résultats laissent entendre que, dans le cas des catégories à faible revenu, les dépenses gouvernementales influent davantage sur la migration à l'intérieur de la région de l'Atlantique que sur la migration d'une province maritime donnée vers une autre région du Canada.

Les transferts autres que l'assurance-chômage aux particuliers de la province d'origine, soit *TRF2*, semblent accroître les chances d'émigrer des provinces de l'Atlantique pour la catégorie *PNTP*, dans le tableau 4-2, et pour la catégorie *PNT*, dans le tableau 4-4. Ce phénomène est très marqué dans le cas de cette dernière catégorie où le revenu est le plus faible et c'est là un résultat plausible. Ces coefficients positifs indiquent probablement que les personnes faisant partie des catégories à faible revenu considèrent ces transferts comme une forme importante de subvention des frais de déménagement. Comme nous l'avions prévu, le coefficient associé aux autres transferts fédéraux est négatif et significatif pour la catégorie *MR* dans le tableau 4-2 (équation VIII), dans le tableau 4-3 et pour la catégorie *M* dans le tableau 4-4. Toutefois, nous n'avions pas prévu le coefficient négatif relativement élevé obtenu pour la catégorie *R* dans le tableau 4-4, coefficient qui est significatif dans l'équation VIII. Ce résultat est déconcertant puisque *TRF2* ne représente qu'une faible proportion du revenu total des personnes de la catégorie de revenu élevé.

Les programmes de subventions inconditionnelles ne semble pas freiner l'émigration des provinces de l'Atlantique lorsque les déplacements d'une province maritime à une autre sont exclus de l'échantillon. Dans le tableau 4-2, les coeffcients de *D*(*GU/N*) sont tous négatifs et significatifs dans les équations VII et VIII. Par contre, dans les tableaux 4-3 et 4-4 où l'échantillon englobe les migrations à l'intérieur de la région de l'Atlantique, notre anticipation se concrétise et le coefficient associé aux subventions inconditionnelles est positif pour la catégorie *PNTP* dans le tableau 4-3 (et significatif dans l'équation VII) et positif pour les catégories *PNT* et *PT* dans le tableau 4-4.

Les résultats inattendus que l'on obtient dans le tableau 4-2 concernant les subventions inconditionnelles peuvent être expliqués comme suit. Il se peut que l'émigration des provinces de l'Atlantique augmente sensiblement en raison d'un fléchissement de l'activité macro-économique de la région par rapport à celle de l'Ontario et des autres régions du Canada. Toutefois, des fléchissements de ce genre donnent également lieu à une hausse des paiements de péréquation et autres subventions inconditionnelles en raison de la baisse correspondante des recettes fiscales provinciales. Si la première relation est suffisamment forte mais qu'elle n'est pas convenablement prise en compte dans nos équations, la deuxième relation, qui a tendance à entraîner une corrélation positive entre les subventions aux provinces de l'Atlantique et l'émigration de ces provinces, pourrait donner un coefficient négatif pour $D(GU/N)_{ji}$. Ce problème d'ordre économétrique n'est peut-être pas aussi grave lorsque l'échantillon englobe la migration à l'intérieur de la région de l'Atlantique et ce, pour deux raisons. D'abord, une variation interprovinciale donnée de l'activité macro-économique ne devrait pas influer autant sur la migration à l'intérieur des Maritimes que sur l'émigration des Maritimes vers l'Ontario. Deuxièmement, les variations interprovinciales de l'activité dans la région de l'Atlantique ne sont pas aussi prononcées que les variations observées entre les provinces de l'Atlantique (considérées comme une région) et l'Ontario. En fait, *D*(*GU/N*) se comporte mieux (ses coefficients sont positifs pour les catégories à faible revenu) dans les tableaux 4-3 et 4-4 que dans le tableau 4-2.

Pour ce qui a trait au rôle des recettes tirées des ressources naturelles dans les provinces de l'Ouest, nous observons dans le tableau 4-2 que les coefficients de *D*(*NRR/N*) sont positifs pour la catégorie *PNTP* et supérieurs aux coefficients positifs obtenus pour la catégorie *MR*. Le seul coefficient significatif relevé est celui de l'équation VIII pour la catégorie *PNTP*. La taille relative de ces coefficients révèle que la possibilité de bénéficier d'avantages financiers financés par les recettes provenant des ressources naturelles dans l'Ouest attirerait davantage les personnes moins nanties que les personnes à revenu élevé. Lorsque nous tenons compte de la migration intra-région pour accroître les degrés de liberté, nous constatons que les avantages financiers associés aux revenus tirés des ressources naturelles attirent même les membres des catégories *MR* (tableau 4-3) et *M* (tableau 4-4, équation VIII), bien que les coefficients pour ces catégories soient encore moins élevés que ceux des catégories *PNTP*, *PNT* ou *PT*[8].

Même si les résultats désagrégés du tableau 4-4 confirment généralement les résultats relevés dans les deux tableaux précédents, il faut signaler que dans la catégorie du plus faible revenu, soit *PNT*, le coefficient de *D*(*NRR/N*) est négatif et significat[illegible] et

que le coefficient de RP_j/RP_i est négatif et presque significatif et aussi beaucoup plus élevé en valeur absolue que dans le cas des autres catégories. L'examen des répercussions statistiques possibles de la corrélation positive entre *D(NRR/N)* et la composante logement de RP_j/RP_i révèle que les personnes très pauvres n'ont pas été incitées à migrer en Saskatchewan, en Alberta ou en Colombie-Britannique lorsque le régime budgétaire de ces provinces est devenu relativement plus avantageux que celui des provinces de l'Atlantique du fait que le prix du logement dans les provinces de l'Ouest ait parallèlement augmenté de façon substantielle.

Migration en partance des autres provinces canadiennes vers l'Alberta et la Colombie-Britannique

Il convient d'aborder l'analyse des résultats relatifs à la migration vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, provinces riches en pétrole et en gaz, en soulignant que les équations IX et X dans lesquelles nous avons utilisé l'indice régional des prix *HP* fournissent de meilleurs résultats que ne le font les équations VII et VIII (non exprimées ici) pour lesquelles nous avons retenu l'indice *RP*. Cette constatation va à l'encontre de la conclusion tirée au début de notre analyse des résultats relatifs à l'émigration des provinces de l'Atlantique puisque, dans le cas présent, les coefficients de RP_j/RP_i sont positifs et invraisemblablement élevés, à notre avis, et ce, que l'on tienne compte ou non de la migration intra-région. En fait, les coefficients obtenus pour RP_j/RP_i sont habituellement supérieurs aux coefficients de Y_j et Y_i. Nous constatons de plus que, pour la catégorie *PNTP*, les coefficients de Y_j et Y_i ne sont pas significatifs et n'affichent pas le signe pertinent dans les équations VII et VIII mais que leur signe et leur signification confirment nos prévisions dans les équations IX et X. C'est ainsi que seuls les résultats des équations IX et X figurent dans les tableaux 4-5 à 4-7.

Examinons d'abord le rôle de l'assurance-chômage. Les coefficients de *UIDEX* sont significatifs et portent les signes prévus uniquement pour la catégorie *MR* du tableau 4-5 et la catégorie *M* du tableau 4-7. Leur taille est à peu près égale, comme c'était le cas dans les tableaux 4-2 à 4-4. De façon générale, les coefficients de *UIDEX* des autres catégories de revenu ne sont pas statistiquement significatifs, mais ils portent les signes pertinents dans le tableau 4-5.

Rien ne semble indiquer que les dépenses du gouvernement fédéral aient retardé la migration des autres régions canadiennes vers l'Alberta et la Colombie-Britannique. Le coefficient de *D(GF/N)* est soit significativement négatif, soit non significatif pour toutes les catégories de revenu, que l'échantillon englobe ou non la migration entre l'Alberta et la Colombie-Britannique. Ces résultats, nous l'avons déjà souligné, peuvent indiquer que le niveau élevé des dépenses fédérales dans une région correspond aux faibles niveaux d'activité économique dans cette région; ces conditions ne sont certes pas de nature à favoriser l'immigration et peuvent même pousser à l'émigration. Si cette interprétation est juste et puisque les coefficients de *D(GF/N)* sont positifs pour les catégories de faible revenu dans le cas de l'émigration des provinces de l'Atlantique, y compris les mouvements migratoires à l'intérieur de cette région (tableaux 4-3 et 4-4), il semblerait que les possibilités d'emploi interviennent davantage dans la migration des autres régions canadiennes vers l'Alberta et la Colombie-Britannique que dans l'émigration des provinces de l'Atlantique vers les autres régions canadiennes ou dans la migration à l'intérieur des Maritimes. Cette conclusion est renforcée du fait que les coefficients de $\Delta E/L$ sont presque toujours significatifs et portent toujours le signe pertinent dans les tableaux 4-5 à 4-7, alors que dans les tableaux antérieurs se rapportant à l'émigration des provinces de l'Atlantique ces coefficients ne sont habituellement pas significatifs et portent souvent le mauvais signe[9].

Les résultats obtenus dans le cas de l'émigration des provinces de l'Atlantique indiquent que les autres transferts aux particuliers, soit *TRF2*, ralentissent amplement l'émigration, pour ce qui est des catégories *MR*, *M* et *R* et ces transferts semblent subventionner l'émigration des catégories à plus faible revenu *PNTP* et *PNT*. Dans les tableaux 4-5 à 4-7, toutefois, ces transferts n'ont jamais un effet de ralentissement statistiquement significatif. Dans l'équation IX du tableau 4-7, le coefficient de $TRF2_i/N_i$ est positif et significatif pour toutes les catégories, à l'exception de la catégorie *R* où il est positif mais non significatif. Dans l'équation X du tableau 4-7, ce coefficient est encore positif pour toutes les catégories de revenu sauf pour la catégorie *R* et il est significatif uniquement pour les catégories *M* et *ALL*.

Tel que prévu, les subventions inconditionnelles ont clairement un effet négatif sur la migration vers l'Alberta et la Colombie-Britannique au tableau 4-5. Les coefficients de *D(GU/N)* sont positifs pour toutes les catégories, significatifs pour la catégorie *PNTP* et plus élevés pour la catégorie *PNTP* que pour la catégorie *MR* où le revenu est supérieur. Dans le tableau 4-6 où sont inclus les mouvements migratoires intra-région, aucun des coefficients relatifs aux subventions n'est significatif. Il semble donc que les programmes de subventions inconditionnelles contribuent davantage à décourager la migration de la Saskatchewan et des provinces de l'Est vers l'Alberta

Tableau 4-5

Équations d'estimation relatives aux migrations en partance des autres provinces vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, abstraction faite des migrations intra-régionales, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	S_2	D_{ij}	Y_j	Y_i	$\Delta E_j/L_j$	$\Delta E_i/L_i$	$U_j/\bar{U}$	$U_i/\bar{U}$	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ij}$	$TRF2_i/N_i$	$D(GU/N)_{ij}$	$D(NRR/N)_{ij}$	HP_j/HP_i	R^2 S.E.E. D.F.
PNTP	IX	-0,240 (-0,14)	-0,970 (-7,22)	-0,697 (-7,87)	1,011 (1,90)	-1,075 (-2,03)	0,211 (3,38)	-0,033 (-3,02)	0,952 (3,41)	-0,251 (-1,20)	0,200 (0,81)	-0,236 (-0,90)	-0,312 (-2,13)	1,301 (3,39)	0,188 (2,36)	0,233 (2,65)	-0,187 (-1,14)	0,905 2,284 120
	X	-1,958 (-1,15)	-1,062 (-7,87)	-0,673 (-8,49)	1,915 (4,44)	-1,629 (-3,71)					0,295 (1,14)	-0,215 (-0,78)	-0,706 (-5,28)	0,585 (1,93)	0,196 (2,40)	0,069 (1,36)	-0,064 (-0,37)	0,884 3,572 124
MR	IX	0,316 (0,17)	-0,948 (-8,33)	-0,945 (-11,83)	3,721 (7,88)	-3,564 (-6,94)	0,262 (5,02)	-0,026 (-2,83)	0,865 (3,56)	-0,121 (-0,65)	0,319 (1,50)	-0,370 (-1,64)	-0,194 (-1,47)	1,070 (3,22)	0,106 (1,38)	0,185 (2,36)	-0,088 (-0,57)	0,949 2,358 109
	X	-0,587 (-0,29)	-0,984 (-8,10)	-0,925 (-12,30)	4,432 (11,23)	-4,214 (-8,77)					0,402 (1,75)	-0,351 (-1,44)	-0,588 (-4,49)	0,353 (1,25)	0,068 (0,83)	0,056 (1,24)	-0,037 (-0,21)	0,931 2,709 113

SOURCE Estimations des auteurs.

Tableau 4-6

Équations d'estimation relatives à la migration vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, y compris les migrations intra-régionales, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	S_2	D_{ij}	Y_j	Y_i	$\Delta E_j/L_j$	$\Delta E_i/L_i$	$U_j/\bar{U}$	$U_i/\bar{U}$	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ij}$	$TRF2_j/N_j$	$D(GU/N)_{ij}$	$D(NRR/N)_{ij}$	HP_j/HP_i	R^2 S.E.E. D.F.
PNTP	IX	4,432 (2,61)	-1,370 (-19,96)	-1,124 (-10,06)	0,806 (1,79)	-0,931 (-2,02)	0,261 (4,20)	-0,035 (-2,74)	0,466 (2,18)	0,169 (0,99)	-0,215 (-0,89)	0,246 (0,98)	0,008 (0,06)	0,521 (1,80)	0,024 (0,29)	-0,098 (-1,89)	-0,414 (-2,52)	0,893 3,998 140
	X	2,900 (1,63)	-1,392 (-9,87)	-1,089 (-18,69)	1,317 (2,82)	-1,230 (-2,59)					-0,474 (-1,92)	0,559 (2,17)	-0,079 (-0,73)	0,029 (0,10)	-0,012 (-0,15)	-0,118 (-3,55)	-0,423 (-2,50)	0,872 4,314 144
MR	IX	4,868 (2,73)	-1,249 (-10,88)	-1,241 (-24,18)	3,929 (10,49)	-4,068 (-8,28)	0,284 (5,53)	-0,028 (-2,59)	0,322 (1,76)	0,133 (0,91)	0,105 (0,51)	-0,083 (-0,38)	0,014 (0,11)	0,263 (1,08)	-0,056 (-0,75)	-0,094 (-2,15)	-0,333 (-2,30)	0,935 2,839 129
	X	4,860 (2,47)	-1,263 (-10,15)	-1,225 (-22,92)	4,034 (10,03)	-4,325 (-8,35)					-0,180 (-0,84)	0,260 (1,25)	-0,096 (-0,95)	-0,252 (-1,04)	-0,084 (-1,05)	-0,090 (-3,31)	-0,301 (-1,93)	0,917 3,174 133

SOURCE Estimations des auteurs

Tableau 4-7

Équations d'estimation relatives aux migrations en partance des autres provinces vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, abstraction faite des migrations intra-régionales, cinq catégories de revenu, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	S_2	D_{ij}	Y_j	Y_i	$\Delta E_j/L_j$	$\Delta E_i/L_i$	$U_j/\bar{U}$	$U_i/\bar{U}$	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ij}$	$TRF2_j/N_j$	$D(GU/N)_{ij}$	$D(NRR/N)_{ij}$	HP_j/HP_i	R^2 S.E.E. D.F
PNT	IX	-0,073 (-0,06)	-1,142 (-5,26)	-0,667 (-6,06)	-0,125 (-0,17)	0,134 (0,18)	0,256 (3,19)	-0,035 (-2,46)	0,614 (1,53)	0,226 (0,83)	-0,398 (-1,06)	0,335 (0,81)	-0,216 (-1,09)	1,054 (1,89)	-0,090 (-0,85)	-0,071 (-0,55)	-0,202 (-0,98)	0,830 1,538 73
PT	IX	0,489 (0,27)	-1,020 (-7,31)	-0,714 (-7,73)	1,5[illegible] (2,7[illegible]	-1,806 (-3,34)	0,198 (3,10)	-0,031 (-2,79)	0,950 (3,31)	-0,320 (-1,49)	0,251 (1,01)	-0,275 (-1,02)	-0,302 (-2,00)	1,152 (2,88)	0,213 (2,55)	0,258 (2,82)	-0,195 (-1,14)	0,913 3,122 116
M	IX	2,176 (0,99)	-0,933 (-7,49)	-0,942 (-11,41)	3,619 (7,14)	-3,913 (-6,70)	0,266 (4,83)	-0,029 (-2,98)	0,908 (3,48)	-0,183 (-0,96)	0,401 (1,77)	-0,454 (-1,88)	-0,222 (-1,62)	1,193 (3,35)	0,111 (1,40)	0,177 (2,12)	-0,178 (-1,10)	0,949 2,204 104
R	IX	-0,384 (-0,18)	-1,179 (-8,01)	-1,001 (-8,78)	4,864 (7,42)	-4,292 (-5,84)	0,308 (4,47)	-0,014 (-1,17)	0,592 (1,81)	0,129 (0,49)	-0,213 (-0,74)	0,136 (0,45)	0,166 (0,91)	0,368 (0,80)	-0,019 (-0,16)	0,078 (0,72)	0,056 (0,25)	0,935 1,348 76
ALL	IX	1,503 (0,99)	-0,893 (-7,81)	-0,841 (-10,87)	2,037 (4,47)	-2,302 (-5,06)	0,243 (4,62)	-0,029 (-3,17)	0,972 (4,08)	-0,156 (-0,87)	0,237 (1,13)	-0,289 (-1,29)	-0,275 (-2,16)	1,249 (3,85)	0,145 (2,06)	0,219 (2,91)	-0,111 (-0,77)	0,935 3,683 124
PNT	X	-1,533 (-1,35)	-1,103 (-5,44)	-0,537 (-5,48)	0,857 (1,57)	-0,876 (-1,50)					-5,11 (-1,30)	0,542 (1,28)	-0,503 (-2,68)	0,447 (1,09)	-0,089 (-0,87)	-0,126 (-1,82)	-0,121 (-0,58)	0,799 1,631 77
PT	X	-0,947 (-0,52)	-1,130 (-3,04)	-0,713 (-8,69)	2,429 (5,23)	-2,316 (-5,21)					0,365 (1,39)	-0,274 (-0,97)	-0,697 (-5,01)	0,444 (1,42)	0,221 (2,60)	0,088 (1,69)	-0,074 (-0,41)	0,894 3,390 120
M	X	-0,532 (-0,23)	-0,987 (-7,49)	-0,924 (-11,81)	4,376 (10,67)	-4,188 (-7,05)					0,484 (1,97)	-0,432 (-1,66)	-0,625 (-4,56)	0,492 (1,66)	0,092 (1,10)	0,040 (0,85)	-0,087 (-0,48)	0,930 2,534 108
R	X	-1,661 (-0,78)	-1,180 (-7,66)	-0,955 (-9,55)	5,548 (10,72)	-4,938 (-7,74)					-0,234 (-0,80)	0,256 (0,84)	-0,158 (-0,91)	-0,339 (-0,88)	-0,087 (-0,76)	0,036 (0,62)	0,044 (0,19)	0,916 1,496 82
ALL	X	0,286 (0,18)	-0,961 (-7,98)	-0,808 (-11,25)	2,908 (7,54)	-3,024 (-7,60)					0,328 (1,44)	-0,266 (-1,10)	-0,690 (-5,68)	0,455 (1,71)	0,132 (1,75)	0,057 (1,29)	-0,014 (-0,09)	0,914 4,170 126

SOURCE Estimations des auteurs

et la Colombie-Britannique qu'à déterminer les mouvements migratoires entre l'Alberta et la Colombie-Britannique. Ce résultat est significatif puisque ni l'une ni l'autre de ces deux provinces n'ont reçu de paiements de péréquation au cours de la période étudiée.

Aux termes des résultats désagrégés du tableau 4-7, seule la catégorie *PT* affiche un coefficient positif et significatif pour ce qui a trait aux subventions inconditionnelles. Les coefficients de *D(GU/N)* fléchissent à mesure que s'accroît le revenu, si nous faisons abstraction des résultats obtenus pour la catégorie *PNT* où le coefficient est négatif et non significatif.

Examinons maintenant l'incidence des avantages financiers nets financés par les recettes tirées des ressources naturelles sur les mouvements migratoires vers l'ouest. Tel que prévu, le coefficient de *D(NRR/N)* est positif pour toutes les catégories de revenu figurant dans le tableau 4-5 et il est significatif dans l'équation IX pour les catégories *PNTP* et *MR*. Le coefficient rattaché à la catégorie *PNTP* est supérieur à celui de la catégorie *MR* où le revenu est plus élevé. Ce dernier résultat serait incompatible avec l'existence de régimes budgétaires progressifs dans ces provinces dotées de ressources. Toutefois, quelle que soit la nature de la progressivité des régimes budgétaires de ces provinces, l'importance accrue, pour les personnes les plus démunies, des avantages financiers assortis aux ressources naturelles est généralement confirmée par le tableau 4-7. Dans ce tableau, le coefficient de *D(NRR/N)* n'est positif et significatif que pour la catégorie *PT* et, de façon générale, le coefficient diminue en fonction du revenu. Comme dans le cas de l'émigration des provinces de l'Atlantique, le coefficient pour la catégorie du plus faible revenu, *PNT*, est négatif et significatif (équation X). Ce résultat peut s'expliquer, d'une part, par le fait que l'achat d'une maison puisse être relativement difficile pour les personnes à revenu très faible et, d'autre part, par l'existence d'un rapport étroit entre le revenu tiré de ressources naturelles et le coût du logement, considérations déjà exprimées. À cet égard, soulignons que cette catégorie affiche pour HP_j/HP_i le coefficient négatif le plus élevé en valeur absolue et que, dans le tableau 4-5, les prix du logement ont un coefficient négatif supérieur en valeur absolue dans la catégorie *PNTP* par rapport à la catégorie *MR*.

Estimation des équations sous l'hypothèse que le terme d'erreur obéit à un processus autorégressif

Le tableau 4-8 fournit d'autres estimations relatives à l'émigration des provinces de l'Atlantique (englobant les mouvements migratoires à l'intérieur des Maritimes) et à la migration vers l'Alberta et la Colombie-Britannique (abstraction faite de la migration entre ces deux provinces). Les estimations du tableau 4-8 sont des variantes des estimations contenues dans les tableaux 4-3 et 4-5 car, selon l'hypothèse qui les sous-tend, chaque équation comporte un terme d'erreur obéissant à un processus autorégressif du premier ordre.

Les résultats exprimés dans le tableau 4-8 confirment le fait que lorsque les variables budgétaires se comportent tel que prévu, la structure budgétaire s'avère plus importante pour les personnes à faible revenu que pour les personnes à revenu élevé. Examinons à cet égard les résultats obtenus pour *UIDEX*, *D(GU/N)* et *D(NRR/N)*. En valeur absolue, les coefficients de la variable relative à l'assurance-chômage sont supérieurs et plus significatifs pour la catégorie *PNTP* que pour la catégorie *MR*[10]. Les résultats sont analogues pour les coefficients relatifs aux subventions inconditionnelles et aux avantages financiers assortis aux recettes tirées du pétrole et du gaz. La seule explication plausible de ce phénomène est de nature intuitive à savoir que la structure budgétaire importe davantage aux personnes à faible revenu qu'aux personnes à revenu élevé du fait que les avantages financiers nets représentent une plus grande proportion du revenu global des personnes plus démunies.

Le comportement de la variable *D(GF/N)* ne s'améliore pas dans ces équations puisque la plupart des coefficients qui y sont associés sont négatifs. Dans le tableau 4-8, *TRF2/N* joue aussi un rôle inattendu. En particulier, son coefficient est significativement positif en regard de la migration vers l'Alberta et la Colombie-Britannique. En ce qui a trait à l'émigration des provinces de l'Atlantique, il est plus élevé en valeur absolue et plus significatif pour la catégorie à revenu plus élevé *MR* que pour la catégorie à revenu plus faible *PNTP* en dépit du fait que les transferts autres que l'assurance-chômage ne représentent pas une forte proportion du revenu global des personnes à revenu plus élevé.

Compte tenu de nos prévisions initiales, il y a lieu de se demander pourquoi certaines variables budgétaires se comportent mieux que d'autres dans le tableau 4-8 (et dans l'ensemble des résultats). Une des raisons évidentes provient du fait que nous utilisons des variables budgétaires agrégées pour représenter les avantages financiers nets qui interviennent dans des décisions migratoires individuelles et cette façon de procéder produit des résultats plus satisfaisants dans certains cas que dans d'autres. Nous approfondirons ultérieurement cette question. Une autre raison que nous avons déjà invoquée est la colinéarité qui existe entre des variables budgétaires

Tableau 4-8

Équations d'estimation sous l'hypothèse d'un processus autorégressif du premier ordre, émigration des provinces de l'Atlantique, y compris les migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, et migrations en partance des autres provinces vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, abstraction faite des migrations intra-régionales, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	S_1	S_2	D_{ij}	Y_j	Y_i	$\Delta E_j/L_j$	$\Delta E_i/L_i$	$U_j/\bar{U}$	$U_i/\bar{U}$	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ji}$	$TRF2_j/N_j$	$D(GU/N)_{ji}$	$D(NRR/N)_{ji}$	RP_j/RP_i	HP_j/HP_i	RHO^1
De la région de l'Atlantique :																				
PNTP	VII	-3,353	1,132		-0,340	2,413	-2,357	0,005	0,011	-0,337	0,811	0,451	-0,427	-0,030	-0,280	0,144	0,336	1,386		0,688
		(-6,52)	(9,30)		(-4,50)	(3,23)	(-3,17)	(0,70)	(2,04)	(-2,07)	(5,11)	(3,02)	(-2,91)	(-0,36)	(-1,26)	(1,36)	(3,97)	(1,62)		
MR	VII	-2,840	0,704		-0,454	1,350	-1,180	0,005	0,016	-0,062	0,408	-0,113	0,134	-0,161	-0,560	-0,040	0,183	1,262		0,495
		(-6,52)	(7,35)		(-7,91)	(2,05)	(-1,78)	(0,65)	(2,49)	(-0,46)	(2,29)	(-0,74)	(0,86)	(-1,74)	(-2,42)	(-0,36)	(2,41)	(1,78)		
PNTP	VIII	-3,048	1,069		-0,371	3,676	-3,622					0,344	-0,291	0,064	-0,380	0,091	0,351	0,108		0,686
		(-5,73)	(8,54)		(-4,72)	(4,97)	(-4,93)					(2,23)	(-1,94)	(0,75)	(-1,66)	(0,83)	(4,26)	(0,13)		
MR	VIII	-2,716	0,692		-0,454	1,788	-1,618					-0,233	0,297	-0,160	-0,754	0,008	0,170	0,705		0,507
		(-6,17)	(7,23)		(-7,74)	(2,95)	(-2,66)					(-1,58)	(2,04)	(-1,82)	(-3,44)	(0,08)	(2,48)	(1,10)		
Vers l'Alberta et la Colombie-Britannique																				
PNTP	IX	-1,451		-1,071	-0,616	1,194	-1,115	0,101	-0,013	0,608	-0,072	0,189	-0,175	-0,285	1,078	0,213	0,249		0,022	0,645
		(-1,55)		(-8,53)	(-7,14)	(2,78)	(-2,50)	(2,68)	(-2,13)	(3,29)	(-0,52)	(1,10)	(-0,95)	(-2,61)	(4,10)	(3,48)	(3,92)		(0,19)	
MR	IX	-0,369		-0,865	-0,884	3,666	-3,520	0,181	-0,012	0,808	-0,167	0,062	-0,110	-0,231	1,117	0,121	0,204		-0,070	0,445
		(-0,46)		(-7,29)	(-10,47)	(8,48)	(-8,04)	(4,34)	(-1,66)	(3,95)	(-1,03)	(0,33)	(-0,55)	(-1,88)	(4,12)	(1,71)	(3,01)		(-0,51)	
PNTP	X	-1,796		-1,078	-0,599	1,376	-1,250					0,112	-0,037	-0,460	0,639	0,211	0,148		0,130	0,673
		(-2,09)		(-9,06)	(-7,55)	(3,53)	(-3,01)					(0,64)	(-0,20)	(-4,64)	(2,73)	(3,46)	(3,37)		(1,13)	
MR	X	-0,598		-0,912	-0,889	3,782	-3,634					0,011	0,021	-0,526	0,552	0,098	0,068		0,004	0,522
		(-0,75)		(-6,82)	(-11,05)	(9,13)	(-8,55)					(0,05)	(0,10)	(-4,34)	(2,20)	(1,31)	(1,53)		(0,03)	

1 *RHO* est l'estimation du coefficient d'autocorrélation du premier ordre.
SOURCE Estimations des auteurs.

telles que *GF* et *TRF2* et l'activité économique globale; s'ajoute à cela le fait que la spécification de notre équation ne tient peut-être pas suffisamment compte du rapport entre cette activité et les décisions de migrer.

Ontario : émigration et immigration

Dans le chapitre 1, nous avons souligné que les années 70 ont été caractérisées par un exode du centre du Canada vers les provinces situées plus à l'est ou plus à l'ouest. Après avoir analysé les résultats obtenus pour les provinces de l'Atlantique ainsi que pour l'Alberta et la Colombie-Britannique, nous passons maintenant à l'analyse des résultats obtenus concernant les mouvements migratoires propres à l'Ontario.

Le tableau 4-9 fait état des résultats obtenus à partir de l'équation X en regard de l'émigration de l'Ontario vers les autres régions canadiennes. (Nous avons retenu cette équation parce qu'elle fournit les meilleurs résultats pour ce qui a trait à la signification des coefficients du revenu d'emploi anticipé Y_j et Y_i.) Les résultats tirés de la même équation pour la migration des autres régions canadiennes vers l'Ontario sont exprimés dans le tableau 4-10.

De toutes les variables budgétaires étudiées dans le tableau 4-9 (ayant trait à l'émigration de l'Ontario), seule la variable associée aux subventions inconditionnelles fournit les résultats prévus. Le coefficient de *D*(*GU/N*) est positif et significatif pour la catégorie *PNT* où le revenu est le plus faible et il est non significatif pour toutes les autres catégories de revenu. Puisque l'Ontario ne reçoit aucun paiement de péréquation, ce résultat laisse entendre que la probabilité qu'ont les personnes à plus faible revenu d'émigrer vers une autre province est plus grande lorsque les subventions versées à cette province s'accroissent.

Dans le tableau 4-10, seuls les résultats se rapportant à *UIDEX* correspondent à nos prévisions. Les coefficients de *UIDEX* sont assortis des bons signes et sont (parfois) significatifs pour les catégories à faible revenu, alors que pour les catégories *M*, *R* et *MR*, les coefficients ne sont pas significatifs. Si nous faisons abstraction des coefficients non significatifs de *UIDEX* pour la catégorie *R*, nous constatons que les coefficients estimés pour les catégories à faible revenu sont aussi nettement supérieurs, en valeur absolue, à ceux des catégories à revenu élevé.

Lorsque nous comparons les résultats relevés dans les tableaux 4-9 et 4-10 à ceux des tableaux précédents, en regard du rôle de la structure budgétaire, nous constatons que les variables budgétaires expliquent moins bien (par les signes et la signification des coefficients) les mouvements migratoires propres au centre du pays que l'émigration de l'Est ou l'immigration dans l'Ouest. Il semblerait que les résultats relatifs à la nature et à l'envergure de la migration attribuable à l'activité financière des gouvernements puissent varier considérablement selon la composition géographique des flux migratoires étudiés. Cette conclusion se renforce si nous examinons de nouveau les résultats précédents et comparons les tableaux 4-2 à 4-4 (émigration des provinces de l'Atlantique), pris globalement, aux tableaux 4-5 à 4-7 (immigration en Alberta et en Colombie-Britannique). De façon générale, *UIDEX* se comporte mieux (du point de vue des signes et de la signification des coefficients) dans le premier ensemble de tableaux que dans le second. En revanche, *D*(*GU/N*) et *D*(*NRR/N*) ont, en général, une meilleure performance dans le cas de l'immigration en Alberta et en Colombie-Britannique. Nous étudierons plus loin les raisons possibles des variations régionales dans les résultats.

Manitoba-Saskatchewan et Québec : émigration et immigration

Notre analyse n'aurait pu être complète sans inclure les résultats obtenus pour le Manitoba et la Saskatchewan (tableau 4-11) et le Québec (tableau 4-12). Toutefois, nous présentons nos résultats pour les catégories *PNTP* et *MR* seulement et pour une seule équation (equation X) fournissant les meilleurs résultats dans l'ensemble. L'échantillon se rapportant aux provinces du Manitoba et de la Saskatchewan englobent les migrations entre ces deux provinces.

Nous ne commenterons pas ces résultats pour l'instant. Mentionnons toutefois que, de toute évidence, la structure budgétaire explique mal ces flux migratoires. Les résultats exposés dans les tableaux 4-11 et 4-12 font donc ressortir la divergence, déjà mentionnée, des résultats obtenus pour les diverses régions[11]. Ces résultats seront analysés dans le résumé qui termine le présent chapitre.

Raisons de la différence des résultats d'une région à une autre

Dans l'analyse précédente, nous avons fait remarquer à plusieurs reprises que les résultats relatifs au rôle de la structure budgétaire affichent des variations prononcées d'une région à une autre. Les résultats relevés dans les tableaux 4-13 et 4-14 confirment cette conclusion. Le tableau 4-13 constitue un résumé des signes et des significations statistiques des coefficients des variables budgétaires des tableaux 4-3 à 4-5 et des tableaux 4-7 et 4-8. Dans ces tableaux, la structure budgétaire se comporte

Tableau 4-9

Équations d'estimation relatives à l'émigration de l'Ontario, pour toutes les catégories de revenu, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	D_{ij}	Y_j	Y_i	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ji}$	$TRF2_i/N_i$	$D(GU/N)_{ji}$	$D(NRR/N)_{ji}$	HP_j/HP_i	R^2 *S.E.E.* *D.F.*
PNT	X	-3,856 (-2,46)	-0,304 (-3,79)	4,587 (4,79)	-4,130 (-4,28)	0,193 (0,47)	-0,341 (-0,72)	-0,642 (-3,48)	-1,308 (-1,80)	0,346 (2,09)	0,032 (0,38)	-0,787 (-1,92)	0,649 2,017 68
PT	X	1,606 (0,62)	-0,286 (-4,47)	3,518 (4,39)	-4,835 (-4,92)	0,022 (0,07)	0,226 (0,57)	-0,632 (-4,43)	-0,315 (-0,58)	0,172 (1,25)	0,054 (0,87)	0,781 (2,16)	0,820 3,981 69
M	X	-9,254 (-2,84)	-0,482 (-7,92)	4,104 (5,02)	-2,699 (-2,75)	-0,182 (-0,56)	0,464 (1,23)	-0,622 (-4,24)	0,383 (0,71)	-0,101 (-0,78)	0,027 (0,45)	0,897 (2,57)	0,857 3,174 69
R	X	-1,380 (0,42)	-0,617 (-8,96)	3,533 (3,80)	-3,564 (-2,95)	-0,822 (-2,31)	1,174 (2,86)	-0,601 (-3,53)	-0,287 (-0,46)	-0,046 (-0,31)	0,071 (1,12)	1,256 (3,41)	0,861 1,798 61
PNTP	X	0,053 (0,02)	-0,296 (-4,49)	3,594 (4,37)	-4,468 (-4,56)	0,044 (0,13)	0,138 (0,34)	-0,706 (-4,93)	-0,482 (-0,85)	0,171 (1,22)	0,078 (1,23)	0,489 (1,32)	0,796 4,427 69
MR	X	-3,128 (-0,93)	-0,510 (-8,13)	3,842 (4,84)	-3,760 (-3,53)	-0,345 (-1,07)	0,685 (1,81)	-0,598 (-4,07)	0,180 (0,33)	-0,072 (-0,55)	0,020 (0,35)	1,033 (3,01)	0,864 3,541 69
ALL	X	2,074 (0,84)	-0,469 (-6,61)	3,887 (5,08)	-4,977 (-5,29)	-0,217 (-0,67)	0,514 (1,34)	-0,627 (-4,54)	-0,176 (-0,34)	0,053 (0,41)	0,038 (0,66)	0,788 (2,31)	0,839 5,387 69

SOURCE Estimations des auteurs.

Tableau 4-10

Équations d'estimation relatives aux migrations en partance des autres provinces vers l'Ontario, pour toutes les catégories de revenu, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	S_1	S_2	D_{ij}	Y_j	Y_i	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ji}$	$TRF2_i/N_i$	$D(GU/N)_{ji}$	$D(NRR/N)_{ji}$	HP_j/HP_i	R^2 S.E.E. D.F.
PNT	X	-6,128 (-3,08)	1,251 (6,64)	0,425 (0,99)	0,268 (1,25)	-2,493 (-2,77)	2,431 (2,72)	0,478 (1,47)	-0,489 (-1,60)	0,006 (0,04)	0,016 (0,04)	-0,247 (-1,83)	0,020 (0,24)	-0,375 (-2,37)	0,786 1,462 63
PT	X	-9,018 (-3,13)	0,829 (4,00)	0,434 (1,11)	0,491 (2,44)	0,624 (0,75)	-0,396 (-0,45)	0,480 (1,64)	-0,482 (-1,76)	0,079 (0,54)	-0,007 (-0,02)	-0,042 (-0,33)	-0,011 (-0,15)	-0,389 (-2,78)	0,793 3,024 67
M	X	-3,495 (-1,05)	0,112 (0,65)	-0,786 (-1,94)	-0,418 (-1,96)	1,396 (1,64)	-1,040 (-1,16)	0,172 (0,60)	-0,155 (-0,58)	-0,056 (-0,38)	-0,002 (-0,01)	0,064 (0,54)	0,008 (0,11)	-0,185 (-1,32)	0,578 2,431 67
R	X	5,915 (2,08)	-0,140 (-0,76)	-2,184 (-4,96)	-1,333 (-5,53)	1,369 (1,42)	-1,363 (-1,34)	-0,253 (-0,86)	0,232 (0,85)	0,145 (0,91)	-0,808 (-2,17)	-0,185 (-1,38)	0,099 (1,30)	-0,254 (-1,84)	0,841 1,462 62
PNTP	X	-9,126 (-3,46)	0,983 (4,96)	0,377 (1,02)	0,420 (2,23)	-0,042 (-0,05)	0,464 (0,56)	0,470 (1,69)	-0,466 (-1,80)	0,082 (0,59)	-0,056 (-0,16)	-0,071 (-0,59)	0,007 (0,10)	-0,403 (-3,02)	0,806 3,145 67
MR	X	1,828 (0,62)	-0,017 (-0,11)	-1,217 (-3,36)	-0,723 (-3,65)	1,051 (1,36)	-1,322 (-1,68)	0,050 (0,20)	-0,029 (-0,12)	0,012 (0,09)	-0,168 (-0,52)	-0,019 (-0,17)	0,020 (0,32)	-0,221 (-1,87)	0,677 2,505 67
ALL	X	-0,313 (-0,12)	0,217 (1,11)	-0,430 (-1,19)	-0,198 (-0,98)	0,768 (1,04)	-1,454 (-1,98)	0,298 (1,18)	-0,276 (-1,16)	0,031 (0,24)	-0,094 (-0,29)	-0,143 (-1,32)	-0,008 (-0,12)	-0,320 (-2,66)	0,740 3,837 67

SOURCE Estimations des auteurs

Tableau 4-11

Équations d'estimation relatives à l'émigration du Manitoba et de la Saskatchewan et à l'immigration vers ces deux provinces, y compris les migrations intra-régionales, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	S_2	D_{ij}	Y_j	Y_i	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ji}$	$TRF2_i/N_i$	$D(GU/N)_{ji}$	$D(NRR/N)_{ji}$	HP_j/HP_i	R^2 S.E.E. D.F.
Émigration du Manitoba et de la Saskatchewan :														
PNTP	X	1,939		-0,746	4,375	-5,161	-0,991	1,082	-0,545	0,909	0,066	-0,022	-0,082	0,690
		(1,06)		(-8,64)	(6,75)	(-6,68)	(-2,13)	(2,16)	(-5,12)	(1,95)	(0,92)	(-0,34)	(-0,40)	3,766
														111
MR	X	-4,456		-0,703	5,270	-4,413	-0,905	0,966	-0,203	-0,067	0,008	-0,047	0,163	0,720
		(-2,25)		(-7,09)	(7,99)	(-7,07)	(-2,06)	(2,02)	(-2,09)	(-0,16)	(0,13)	(-0,81)	(0,92)	3,096
														105
Immigration au Manitoba et en Saskatchewan :														
PNTP	X	-0,361	-1,980	-1,110	0,405	0,030	-1,242	1,149	0,681	0,633	0,090	-0,136	-0,162	0,859
		(-0,23)	(-10,52)	(-14,34)	(0,81)	(0,05)	(-3,21)	(3,07)	(7,03)	(1,94)	(1,54)	(-2,42)	(-1,08)	2,931
														122
MR	X	3,875	-1,516	-1,140	3,388	-3,890	-1,062	0,926	0,167	0,169	0,118	-0,138	-0,098	0,910
		(2,22)	(-9,49)	(-16,62)	(7,09)	(-7,01)	(-3,03)	(2,69)	(1,94)	(0,55)	(2,20)	(-2,63)	(-0,70)	2,303
														109

SOURCE Estimations des auteurs.

Tableau 4-12

Équations d'estimation relatives à l'émigration du Québec et à l'immigration des autres provinces vers le Québec, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	S_1	D_{ij}	Y_j	Y_i	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ij}$	$TRF2_i/N_i$	$D(GU/N)_{ij}$	$D(NRR/N)_{ij}$	HP_j/HP_i	R^2 S.E.E. D.F.
Émigration du Québec :														
PNTP	X	1,102 (0,77)		−1,092 (−18,95)	6,386 (14,46)	−6,437 (−11,37)	0,116 (0,38)	−0,151 (−0,55)	−1,060 (−5,78)	0,001 (0,00)	−0,071 (−0,44)	0,029 (0,45)	0,765 (4,40)	0,960 2,512 67
MR	X	−0,249 (−0,13)		−1,189 (−19,15)	5,362 (11,33)	−4,941 (−7,34)	−0,544 (−1,78)	0,489 (1,80)	−0,870 (−4,46)	−0,552 (−1,23)	−0,038 (−0,24)	0,007 (0,10)	0,950 (5,22)	0,967 2,401 67
Immigration au Québec :														
PNTP	X	−4,600 (−6,03)	1,088 (9,46)	−0,369 (−10,27)	−1,790 (−5,58)	2,089 (5,93)	−0,025 (−0,13)	−0,020 (−0,09)	0,293 (2,55)	0,243 (1,05)	−0,266 (−3,17)	0,032 (0,54)	−0,513 (−3,89)	0,865 1,398 63
MR	X	9,009 (−4,05)	0,537 (2,96)	−0,430 (−7,52)	2,508 (4,57)	−0,985 (−1,23)	−0,517 (−1,64)	0,719 (2,04)	−0,066 (−0,40)	−1,394 (−3,76)	0,086 (0,59)	0,052 (0,51)	−0,305 (−1,47)	0,787 2,115 65

SOURCE Estimations des auteurs.

Tableau 4-13

Résumé des résultats relatifs à l'incidence de la structure budgétaire sur l'émigration des provinces de l'Atlantique et sur l'immigration en Alberta et en Colombie-Britannique, 1968-1977

Variable	Signe escompté du coefficient		Signe des coefficients dans les équations estimées							
			Émigration des provinces de l'Atlantique				Immigration en Alberta et en Colombie-Britannique			
			Faible revenu		Revenu élevé		Faible revenu		Revenu élevé	
			(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)
$UIDEX_j$	+	Nombre d'équations*	8	0	4	4	6	2	6	2
		Coefficient significatif	8	0	0	0	0	0	3	0
		Coefficient non significatif	0	0	4	4	6	2	3	2
$UIDEX_i$	-	Nombre d'équations	0	8	6	2	2	6	3	5
		Coefficient significatif	0	8	1	0	0	0	0	2
		Coefficient non significatif	0	0	5	2	2	6	3	3
$D(GF/N)_{ji}$	+	Nombre d'équations	7	1	2	6	0	8	1	7
		Coefficient significatif	4	0	0	3	0	7	0	4
		Coefficient non significatif	3	1	2	3	0	1	1	3
$TRF2_i/N_i$	-	Nombre d'équations	2	6	0	8	8	0	7	1
		Coefficient significatif	2	1	0	7	6	0	5	0
		Coefficient non significatif	0	5	0	1	2	0	2	1
$D(GU/N)_{ji}$	+	Nombre d'équations	8	0	2	6	6	2	6	2
		Coefficient significatif	1	0	0	0	6	0	1	0
		Coefficient non significatif	7	0	2	6	0	2	5	2
$D(NRR/N)_{ji}$	+	Nombre d'équations	7	1	6	2	6	2	8	0
		Coefficient significatif	6	1	5	0	5	1	3	0
		Coefficient non significatif	1	0	1	2	1	1	5	0

*Il s'agit du nombre d'équations dans lesquelles la variable apparaît.

NOTE La catégorie faible revenu se compose des catégories *PNT*, *PT* et *PNTP*; la catégorie du revenu élevé se compose des catégories *M*, *R* et *MR*.

SOURCE Basé sur des équations des tableaux 4-3 à 4-5 et des tableaux 4-7 et 4-8.

assez bien. Le tableau 4-14 fournit un résumé analogue de tous les résultats contenus dans le présent chapitre. Si l'on se fonde sur les signes prévus des coefficients et leur signification statistique, il ressort clairement de la comparaison de ces deux tableaux que la structure budgétaire se comporte mieux à l'égard de l'émigration des provinces de l'Atlantique et de l'immigration en Alberta et en Colombie-Britannique qu'à l'égard des autres mouvements migratoires.

Pour quelles raisons les résultats se rapportant au rôle de la structure budgétaire varient-ils selon l'échantillon de flux migratoires à l'étude ? De façon générale, ce phénomène peut être attribué à trois facteurs distincts ou jumelés. Le comportement des migrants peut varier selon la province d'origine ou la province de destination. Les contraintes auxquelles doivent faire face ces migrants, y compris la structure budgétaire, peuvent varier de façon systématique selon notre choix des régions d'origine ou de destination. Enfin, les problèmes économétriques que soulève, par exemple, l'utilisation de variables budgétaires agrégées dans un modèle visant à étudier des décisions individuelles de migration peuvent se répercuter davantage sur certains échantillons de flux migratoires que sur d'autres.

Les différents résultats obtenus à l'égard de l'incidence des finances publiques pour les divers échantillons de flux migratoires peuvent être attribués à des divergences au niveau du comportement si certains mouvements migratoires englobent une proportion beaucoup plus forte de personnes qui reviennent dans la région d'origine. Ces personnes ne sont peut-être pas motivées par des perspectives économiques bien précises (englobant les avantages financiers nets) de la même manière et avec la même intensité que le sont les personnes qui émigrent pour la première fois.

Selon Gauthier (1980b), la migration des autres régions canadiennes vers les provinces de l'Atlantique représenterait un mouvement migratoire qui

Tableau 4-14

Résumé des résultats relatifs à l'incidence de la structure budgétaire sur les migrations interprovinciales, Canada, 1968-1977

Variable	Signe escompté du coefficient		Signe des coefficients dans les équations estimées			
			Faible revenu		Revenu élevé	
			(+)	(-)	(+)	(-)
$UIDEX_j$	+	Nombre d'équations*	24	12	16	20
		Coefficient significatif	11	6	3	7
		Coefficient non significatif	13	6	13	13
$UIDEX_i$	-	Nombre d'équations	13	23	21	15
		Coefficient significatif	4	12	10	2
		Coefficient non significatif	9	11	11	13
$D(GF/N)_{ji}$	+	Nombre d'équations	18	18	12	24
		Coefficient significatif	9	13	4	14
		Coefficient non significatif	9	5	8	10
$TRF2_i/N_i$	-	Nombre d'équations	23	13	14	22
		Coefficient significatif	15	2	7	10
		Coefficient non significatif	8	11	7	12
$D(GU/N)_{ji}$	+	Nombre d'équations	20	16	14	22
		Coefficient significatif	8	9	2	5
		Coefficient non significatif	12	7	12	17
$D(NRR/N)_{ji}$	+	Nombre d'équations	23	13	24	12
		Coefficient significatif	12	8	8	8
		Coefficient non significatif	11	5	16	4

*Il s'agit du nombre d'équations dans lesquelles la variable apparaît.

NOTE La catégorie faible revenu se compose des catégories *PNT*, *PT* et *PNTP*; la catégorie du revenu élevé se compose des catégories *M*, *R* et *MR*.

SOURCE Basé sur toutes les équations des tableaux 4-2 à 4-12 et des tableaux 4-15 et 4-16.

englobe une forte proportion de personnes qui rentrent dans ces provinces. Les résultats tirés de l'équation VIII à l'égard de ce mouvement migratoire (englobant la migration à l'intérieur de la région de l'Atlantique) sont relevés dans le tableau 4-15. Dans ce tableau, aucune des variables budgétaires assorties du signe prévu n'est significative. Ces résultats sont tout à fait contraires à ceux du tableau 4-3 pour ce qui a trait au rôle des variables budgétaires dans l'émigration des provinces de l'Atlantique. Si l'on compare les tableaux 4-15 et 4-3, il semble que les différents résultats obtenus d'une région à une autre à l'égard du rôle de la structure budgétaire puissent être expliqués en partie par la différence dans la proportion de migrants qui effectuent un retour dans ces flux migratoires. D'après les résultats du tableau 4-15, il semble aussi que le rôle de la structure budgétaire dans la baisse de l'émigration nette de la région de l'Atlantique, intervenue au cours des dix dernières années environ, découle plutôt de son incidence sur l'émigration brute que sur l'immigration brute. Le seul résultat qui nous empêche de tirer cette conclusion sans réserve pour toutes les catégories de revenu est le coefficient positif et significatif associé aux subventions inconditionnelles dans le tableau 4-9 (émigration de l'Ontario) pour la catégorie *PNT*.

Un autre mouvement migratoire qui engloberait vraisemblablement une forte proportion de personnes rentrant dans leur province d'origine est celui de l'Alberta et de la Colombie-Britannique vers les autres régions canadiennes. Le tableau 4-16 contient les résultats de l'équation X portant sur la migration depuis l'Alberta et la Colombie-Britannique vers les autres régions canadiennes (à l'exclusion des mouvements migratoires entre ces deux provinces). Dans ce tableau, $D(GF/N)$ est la seule variable budgétaire dont les coefficients portent le signe prévu[12]. La comparaison des tableaux 4-16 et 4-5 semble de nouveau indiquer que la divergence des résultats obtenus d'une région à une autre peut être expliquée, du moins en partie, par les rentrées dans la province

Tableau 4-15

Équations d'estimation relatives à l'immigration vers les provinces de l'Atlantique, y compris les migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour toutes les catégories de revenu, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	S_2	D_{ij}	Y_j	Y_i	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ij}$	$TRF2_i/N_i$	$D(GU/N)_{ij}$	$D(NRR/N)_{ij}$	RP_j/RP_i	R^2 S.E.E. D.F.
PNT	VIII	-4,914 (-4,87)	-0,840 (-4,02)	-0,172 (-1,59)	0,041 (0,04)	0,136 (0,13)	-1,080 (-3,88)	1,102 (3,59)	-0,413 (-2,58)	0,307 (0,58)	-0,441 (-2,26)	0,115 (0,26)	1,268 (1,17)	0,754 1,361 60
PT	VIII	-1,816 (-1,91)	-1,647 (-15,89)	-0,390 (-7,97)	1,700 (3,34)	-1,986 (-3,96)	0,218 (1,36)	-0,115 (-0,67)	0,070 (0,80)	-0,261 (-1,06)	-0,146 (-1,31)	-0,015 (-0,20)	0,451 (0,76)	0,814 2,063 171
M	VIII	-2,458 (-1,58)	-1,346 (-12,51)	-0,389 (-8,04)	6,204 (11,40)	-6,354 (-9,49)	0,120 (0,68)	-0,142 (-0,76)	0,070 (0,69)	0,044 (0,17)	0,153 (1,26)	-0,121 (-1,52)	-1,087 (-1,75)	0,904 1,732 148
R	VIII	-0,708 (-0,28)	-1,044 (-6,28)	-0,207 (-2,31)	5,908 (9,35)	-9,331 (-8,83)	-0,113 (-0,37)	-0,018 (-0,05)	-0,109 (-0,58)	-0,609 (-1,28)	-0,258 (-1,30)	-0,333 (-1,68)	0,444 (0,41)	0,908 1,326 68
PNTP	VIII	-1,739 (-1,82)	-1,550 (-15,04)	-0,440 (-9,16)	0,769 (1,55)	-1,021 (-2,11)	-0,040 (-0,25)	0,140 (0,82)	0,010 (0,12)	-0,211 (-0,87)	-0,184 (-1,73)	-0,029 (-0,38)	0,323 (0,56)	0,799 2,245 180
MR	VIII	-0,855 (-0,77)	-1,208 (-12,92)	-0,405 (-9,69)	6,329 (13,50)	-6,787 (-12,60)	0,008 (0,05)	-0,021 (-0,13)	0,088 (1,01)	-0,001 (-0,01)	0,107 (1,03)	-0,115 (-1,65)	-1,222 (-2,34)	0,921 1,730 167
ALL	VIII	0,431 (0,55)	-1,285 (-14,35)	-0,497 (-12,70)	2,854 (7,10)	-3,550 (-7,64)	-0,064 (-0,48)	0,151 (1,05)	0,092 (1,23)	-0,074 (-0,36)	-0,123 (-1,40)	-0,083 (-1,32)	-0,753 (-1,54)	0,879 2,506 209

SOURCE Estimations des auteurs

Tableau 4-16

Équations d'estimation relatives à l'émigration de l'Alberta et de la Colombie-Britannique, abstraction faite des migrations intra-régionales, pour toutes les catégories de revenu, 1968-1977

Catégorie de revenu	Équation	C	D_{ij}	Y_j	Y_i	$UIDEX_j$	$UIDEX_i$	$D(GF/N)_{ji}$	$TRF2_i/N_i$	$D(GU/N)_{ji}$	$D(NRR/N)_{ji}$	HP_j/HP_i	R^2 S.E.E. D.F.
PNT	X	-7,235 (-5,47)	-0,006 (-0,05)	3,308 (4,42)	-3,192 (-3,73)	-0,521 (-0,96)	0,327 (0,62)	0,617 (3,02)	2,720 (4,85)	-0,189 (-1,69)	-0,323 (-3,69)	0,566 (2,56)	0,570 1,749 68
PT	X	-3,251 (-1,62)	-0,192 (-2,36)	6,192 (12,04)	-6,878 (-10,41)	-0,594 (-1,83)	0,353 (1,12)	0,476 (3,03)	3,341 (8,21)	-0,267 (-2,77)	-0,317 (-5,11)	0,506 (3,10)	0,796 3,052 115
M	X	-7,091 (-2,68)	-0,178 (-2,49)	6,448 (12,77)	-6,198 (-7,71)	-0,634 (-2,11)	0,555 (1,89)	0,413 (2,66)	2,159 (5,69)	-0,237 (-2,49)	-0,341 (-5,66)	0,466 (3,11)	0,830 2,230 101
R	X	-7,753 (-4,33)	0,440 (4,42)	6,453 (9,60)	-6,606 (-8,45)	-1,028 (-2,33)	1,013 (2,34)	0,447 (2,31)	-0,610 (-1,51)	-0,464 (-3,36)	-0,349 (-5,05)	0,090 (0,47)	0,853 1,374 61
PNTP	X	-3,775 (-1,91)	-0,204 (-2,42)	6,065 (12,09)	-6,622 (-9,43)	-0,666 (-2,05)	0,410 (1,30)	0,520 (3,37)	3,420 (8,29)	-0,280 (-2,98)	-0,333 (-5,35)	0,490 (2,99)	0,794 3,347 118
MR	X	-6,381 (-3,69)	-0,061 (-0,83)	6,834 (14,76)	-6,857 (-10,11)	-0,717 (-2,64)	0,671 (2,50)	0,451 (3,28)	1,626 (5,02)	-0,272 (-3,04)	-0,349 (-6,61)	0,388 (2,80)	0,861 2,311 110
ALL	X	1,876 (-1,20)	-0,086 (-1,29)	6 986 (15,47)	-8,016 (-11,93)	-0,682 (-2,54)	0,563 (2,14)	0,543 (4,15)	2,512 (7,69)	-0,320 (-3,91)	-0,391 (-7,22)	0,429 (3,13)	0,851 3,653 128

SOURCE Estimations des auteurs.

d'origine, étant donné que les variables budgétaires se comportent mieux dans le tableau 4-5 que dans le tableau 4-16. Cette comparaison montre aussi que le rôle de la structure budgétaire dans la migration récente de la population vers l'ouest se manifeste davantage dans les facteurs déterminants de l'émigration brute depuis les autres régions canadiennes vers les provinces de l'Ouest que dans les facteurs déterminants de la migration en sens inverse[13].

Bref, jusqu'à maintenant, l'analyse des tableaux 4-15 et 4-16 a révélé que la variation des résultats d'une région à une autre peut être expliquée en partie par la présence de différences correspondantes entre les diverses proportions de personnes rentrant dans leur province d'origine.

Un problème économétrique, déjà souligné, pourrait aussi contribuer à la variation régionale des résultats. Ce problème découle de l'utilisation de données agrégées pour déterminer l'incidence de la structure budgétaire sur des décisions migratoires individuelles. Soulignons que dans les tableaux 4-15 et 4-16, tous les coefficients associés au revenu portent le signe prévu. Ces résultats sont nettement meilleurs que ceux du chapitre 2 qui étaient fondés sur l'utilisation de données très agrégées sur le revenu. Dans le tableau 2-3, les coefficients associés au revenu dans le cas des mouvements migratoires de retour aux provinces de l'Atlantique portent les signes inverses. Cette amélioration par rapport aux résultats obtenus dans le chapitre 2 découle probablement de l'utilisation, pour désigner le revenu, de variables explicatives fondées sur l'agrégation des revenus réels des migrants représentés dans le membre gauche de nos équations d'estimation. Cette agrégation systématique nous permet de tenir compte de situations où les contraintes qui s'imposent aux migrants diffèrent de celles qui existent pour l'ensemble de la population d'une province donnée.

Si la structure budgétaire qui importe aux migrants d'une catégorie de revenu donnée n'est pas convenablement représentée par les agrégats budgétaires provinciaux que nous utilisons, et si la convenance de cette représentation diffère selon l'échantillon de flux migratoires à l'étude, l'utilisation de ces agrégats budgétaires provinciaux pourrait alors faire varier les estimations d'une région à une autre. Nous ne disposons pas de données empiriques sûres nous permettant de déterminer dans quelle mesure la variation de nos résultats d'une région à une autre est attribuable à ce problème économétrique, mais la plus grande justesse des coefficients associés au revenu obtenus dans ce chapitre-ci par rapport à ces mêmes coefficients au chapitre 2 laisse entendre que ce problème joue un rôle assez important.

Pour compléter cet examen des causes de la variation des résultats obtenus selon la région, nous nous penchons sur un autre facteur qui fait la part à la fois des différences entre les échantillons au niveau des contraintes budgétaires qui s'imposent aux migrants et d'un problème d'ordre économétrique. Lorsque les structures budgétaires diffèrent largement d'une région à une autre, il est raisonnable de supposer que ces structures influeront davantage sur les décisions des migrants que ce ne serait le cas en l'absence de telles différences. Il en résulterait une plus forte corrélation simple entre les mouvements migratoires agrégés et les différences sur le plan des structures budgétaires. Ainsi, lorsque les mouvements migratoires à l'étude se rapportent à des régions dont les structures budgétaires affichent des différences très marquées sous certains aspects, nous pouvons nous attendre que ces aspects divergents aient une plus grande signification statistique dans nos équations que ce ne serait le cas en l'absence de tels écarts. Ce raisonnement peut évidemment s'appliquer (voir les tableaux du chapitre 1) à l'incidence de l'assurance-chômage sur l'émigration depuis les Maritimes vers l'Ontario ou à l'effet des revenus provenant des ressources naturelles sur l'émigration des autres régions canadiennes vers l'Alberta et la Colombie-Britannique. Comme nous l'avons souligné précédemment, *UIDEX* est un élément plus déterminant de l'émigration des provinces de l'Atlantique que de l'immigration en Alberta et en Colombie-Britannique, alors que l'inverse se produit dans le cas de *D(NRR/N)*. Lorsque ce facteur se juxtapose à l'absence relative de retours dans la province d'origine, il permet peut-être d'expliquer le fait que la structure budgétaire joue un plus grand rôle dans l'émigration brute des provinces de l'Atlantique et dans l'immigration brute en Alberta et en Colombie-Britannique.

Résumé des résultats obtenus à partir des données sur l'impôt et concernant la migration attribuable à la structure budgétaire

Nous concluons ce chapitre en résumant les résultats statistiques dans l'optique de leur incidence, à notre avis, sur la nature et l'envergure des mouvements migratoires interprovinciaux attribuables à la structure budgétaire canadienne, entre 1968 et 1977.

- À notre avis, les estimations étudiées dans ce chapitre révèlent que la structure budgétaire a eu (sur le plan statistique) une incidence marquée sur les

décisions de migrer dont témoignent nos échantillons. Toutefois, cette incidence varie largement selon la catégorie de revenu et la région considérée.

- Lorsque les coefficients des variables budgétaires sont conformes aux prévisions initiales, c'est-à-dire qu'ils portent les signes prévus, les résultats indiquent que la structure budgétaire influe davantage sur les catégories de revenu faible et moyen que sur la catégorie de revenu élevé[14]; en d'autres termes, les coefficients associés aux variables du secteur public pour les catégories de revenu inférieur à 20 000 $ (en dollars de 1977) ont tendance à être plus élevés en valeur absolue et d'une plus grande signification statistique que les coefficients correspondants pour la catégorie de revenu élevé. Dans le chapitre 5, les simulations quantitatives effectuées au moyen des résultats contenus dans les tableaux 4-2, 4-3 et 4-5 confirmeront cet écart de l'incidence de la structure budgétaire selon la catégorie de revenu.

- De façon générale, la structure budgétaire semble déterminer davantage l'émigration brute des provinces de l'Atlantique et l'immigration brute en Alberta et en Colombie-Britannique qu'elle n'influe sur les mouvements migratoires bruts en sens inverse (immigration dans les provinces de l'Atlantique et émigration de l'Alberta et de la Colombie-Britannique)[15]. Ce phénomène peut être le fait que ces derniers flux migratoires comprennent des retours dans la province d'origine qui ne sont pas sensiblement motivés par les divergences au niveau des avantages financiers nets d'une province à une autre.

- Le rôle de variables budgétaires précises :

(a) Variations régionales au niveau de la générosité du programme d'assurance-chômage — L'examen détaillé de la section précédente montre que l'indice de générosité de l'assurance-chômage, tant dans la province de destination que dans la province d'origine, est un facteur déterminant de certains mouvements migratoires interprovinciaux. D'après nos résultats, le programme d'assurance-chômage tend à la fois à diminuer et à augmenter les chances de migrer, au moins dans deux cas : celui des personnes à faible revenu qui songent à quitter la côte est et celui des personnes à revenu moyen qui se proposent de déménager dans l'Ouest[16].

Les coefficients positifs et significatifs associés à l'indice de générosité de l'assurance-chômage pour la province de destination montrent que plus un émigrant s'attend que la valeur actuelle des prestations d'assurance-chômage soit élevée dans une province donnée, plus la possibilité d'émigrer dans cette province sera grande. Cela peut signifier, suivant le raisonnement de Todaro (1969), que le programme d'assurance-chômage aurait incité un certain nombre de personnes à faible revenu à migrer de la région de l'Atlantique à des régions caractérisées par un niveau de chômage relativement élevé, en Ontario ou dans les provinces de l'Ouest par exemple, à la recherche d'emplois rares mais bien rémunérés. Aux termes des simulations présentées dans le prochain chapitre, il semble que, de façon générale, le programme d'assurance-chômage favorise plus la migration qu'il ne la freine dans le cas des mouvements migratoires depuis les provinces centrales du Canada vers l'Alberta et (surtout) la Colombie-Britannique. Ces simulations montreront aussi que l'effet négatif est prédominant dans le cas de l'émigration depuis les provinces de l'Atlantique vers le centre du Canada.

(b) Subventions inconditionnelles, paiements de péréquation en particulier — Pour ce qui a trait à l'émigration d'une province maritime, nous avons constaté que cette variable avait l'effet significatif prévu (à savoir qu'elle freinait l'émigration des provinces recevant des paiements de péréquation ou favorisait l'immigration dans ces provinces) uniquement dans le cas des personnes à faible revenu et seulement lorsque les autres provinces maritimes étaient considérées comme des points de destination au même titre que les six autres provinces à l'ouest de la région de l'Atlantique. Les paiements de péréquation versés aux provinces maritimes peuvent favoriser l'immigration de personnes à faible revenu dans ces provinces, comme le laisse entendre le coefficient significatif et positif de $D(GU/N)$ pour la catégorie des personnes à faible revenu dans l'équation exprimant l'émigration de l'Ontario. Nous avons également constaté que les subventions inconditionnelles ont considérablement freiné l'émigration des personnes à faible revenu depuis les autres régions canadiennes vers l'Alberta et la Colombie-Britannique. Puisque la variable des subventions inconditionnelles, soit $D(GU/N)$, est nulle dans le cas de l'Ontario, le résultat en question se rapporte à l'émigration depuis les provinces maritimes, le Québec, le Manitoba et la Saskatchewan vers l'Alberta et la Colombie-Britannique.

(c) Recettes tirées des ressources naturelles de l'Ouest — Il semblerait que les avantages financiers que procurent les recettes tirées des ressources naturelles dans les provinces de l'Ouest aient beaucoup d'attrait pour les personnes à faible revenu (PT) et à revenu moyen (M), bien que ce phénomène soit plus marqué dans le cas des personnes à faible revenu. Soyons plus précis : après avoir tenu compte de l'incidence sur les décisions de migrer des divergences observées entre les régions, à l'heure actuelle, sur le plan des possibilités d'emploi, des prix du logement et d'autres variables du secteur privé, les équations d'estimation font toujours ressortir

l'effet statistiquement significatif de l'attente d'avantages financiers (y compris la possibilité d'emplois futurs financés par le gouvernement provincial) découlant des recettes fiscales des provinces de l'Ouest au titre des ressources naturelles. C'est ainsi tant pour les équations exprimant l'émigration de la région de l'Atlantique que pour les équations traduisant l'immigration en Alberta et en Colombie-Britannique.

Les personnes à très faible revenu non assujetties à l'impôt (*PNT*) et les personnes à revenu élevé (*R*) semblent peu attirées par les avantages financiers associés aux recettes tirées des ressources naturelles. Dans le cas des personnes les plus démunies, ce résultat peut être expliqué par l'effet de dissuasion des prix relativement élevés du logement dans les provinces de l'Ouest. Le coefficient de la variable du prix régional est plus négatif et plus significatif pour les personnes à revenu très faible que pour les personnes à revenu plus élevé et ce, tant dans le cas de l'émigration des provinces de l'Atlantique que dans celui de l'immigration en Alberta et en Colombie-Britannique. Dans le cas des personnes à revenu élevé, ce résultat s'explique sans doute par le fait que les avantages financiers nets constituent une composante relativement peu importante de leur revenu global. En outre, il est peu probable que les personnes nanties affrontent des problèmes de liquidités qui les empêchent de tirer parti de tout avantage financier important découlant du revenu des ressources naturelles (lorsque ces avantages sont capitalisés dans les prix du logement) si elles n'émigrent pas vers l'Ouest.

(d) Transferts aux particuliers (autres que l'assurance-chômage) — Sauf dans le cas de l'émigration de l'Ontario à une région quelconque du Canada, où les autres transferts freinent l'émigration des personnes à très faible revenu qui ne paient pas d'impôt, ces transferts semblent subventionner l'émigration des personnes à faible revenu. Fait inattendu, les résultats indiquent que les autres transferts dissuadent les personnes à revenu moyen et à revenu élevé d'émigrer des provinces de l'Atlantique et semblent subventionner l'immigration pour ces mêmes catégories de revenu en Alberta et en Colombie-Britannique. Ces résultats sont inattendus du fait que, dans l'ensemble, ces autres transferts ne constituent pas une partie importante du revenu global de ces personnes.

(e) Dépenses fédérales — D'après les résultats obtenus, les dépenses fédérales ont joué le rôle déterminant que nous avions prévu dans la migration à l'intérieur de la région de l'Atlantique ainsi que dans l'immigration au Manitoba et en Saskatchewan. Dans ces cas, l'effet se manifeste surtout chez les personnes à faible revenu. De façon générale, toutefois, c'est cette variable budgétaire qui a eu la plus faible performance. Nous avons supposé que ce phénomène pourrait être attribuable à la corrélation négative entre les dépenses fédérales et l'activité économique d'une province, assortie d'une expression imparfaite, dans nos équations, de la relation entre l'activité globale dans une province et le comportement en matière de migration. Ce problème pourrait aussi être la cause des résultats inattendus de la variable relative aux autres transferts.

La conclusion selon laquelle la structure budgétaire influe davantage sur les décisions en matière de migration des personnes à faible revenu que sur celles des personnes à revenu élevé est plausible pour une raison évidente : les avantages financiers nets constituent vraisemblablement une proportion plus importante du revenu global des personnes plus démunies. Nous ne pouvons expliquer de façon plausible le fait que nos résultats fassent ressortir ce phénomène pour toutes les catégories de revenu (phénomène qui est confirmé par les simulations quantitatives fournies dans le prochain chapitre) et soient simplement la conséquence d'une corrélation artificielle qui n'a rien à voir avec la relation systématique entre la migration interne et la structure budgétaire. À notre avis, ce résultat renforce la conclusion selon laquelle la structure budgétaire est un facteur déterminant des migrations interprovinciales.

5 Incidence quantitative de la structure budgétaire

Méthode

La signification statistique de la structure budgétaire dans une équation exprimant la migration est une chose, son incidence quantitative sur les mouvements migratoires en est une autre. Cette incidence est déterminée par le produit des coefficients estimés dans nos équations et des changements de valeur des variables budgétaires correspondantes.

Dans le présent chapitre, nous simulons les effets quantitatifs de certaines variations dans la structure budgétaire sur la migration interprovinciale. Les simulations nous renseignent certes sur l'importance de ces effets, mais elles fournissent aussi des données intéressantes sur le rôle de variables budgétaires précises. Comme nous l'avons souligné dans le chapitre précédent, elles permettent de déterminer si le programme d'assurance-chômage produit un effet d'incitation ou de dissuasion sur des mouvements migratoires particuliers. En outre, même si les résultats statistiques énoncés dans le chapitre 4 indiquent que la structure budgétaire a eu une influence prononcée tant sur les personnes démunies que sur les personnes à revenu moyen, d'après les simulations, l'effet quantitatif de la structure budgétaire semblerait plus marqué dans le cas des personnes démunies, quel que soit le flux migratoire étudié.

Les simulations ont été effectuées en vue de répondre à la question suivante : quelle a été l'incidence sur les taux de migration des changements apportés, entre 1971 et 1977, au programme d'assurance-chômage, au régime de paiements de péréquation et aux recettes provenant des ressources naturelles dans les provinces de l'Ouest ? Les simulations montrent surtout quels auraient été en 1977 les taux de migration estimés si :

- les dispositions qui ont permis après 1971 une variation régionale du nombre maximal de semaines pour lesquelles des prestations d'assurance-chômage peuvent être perçues n'avaient pas été en vigueur;
- les paiements de péréquation avaient été abaissés à leur niveau réel de 1971, éliminant ainsi l'accroissement de ces transferts qui s'est produit (pour toute une série de raisons) entre 1971 et 1977; et
- les recettes tirées des ressources naturelles dans les provinces de l'Ouest avaient été ramenées à leur niveau réel de 1971 (il s'agirait là en quelque sorte d'une situation où les hausses des recettes tirées des ressources naturelles des provinces de l'Ouest, survenues après 1971, auraient été également réparties dans tous le pays au prorata des habitants de chaque province de façon qu'elles ne soient à l'origine d'aucune différence interprovinciale au chapitre des avantages financiers nets).

Pour les fins du présent exercice, les facteurs déterminants de la migration, outre les trois que nous venons d'énumérer, sont maintenus à leurs niveaux de 1977.

Du fait que, selon les résultats statistiques relevés dans le chapitre 4, la structure budgétaire semble avoir joué un rôle fort important dans l'émigration des provinces de l'Atlantique et l'immigration en Alberta et en Colombie-Britannique, seuls les résultats de ces échantillons furent utilisés dans nos simulations. Au moyen de certaines équations et des valeurs de 1977 de toutes les variables explicatives, nous avons d'abord estimé les probabilités P_{ij} dans l'équation 3.5 en utilisant les expressions de l'équation 4.4. Les probabilités ainsi calculées servent d'estimations des taux de migration, puisque la probabilité de déménager de la province i à la province j correspond au rapport entre les personnes qui se déplacent de la province i à la province j et la population de la province i. Afin de calculer les probabilités lorsque les équations d'estimation utilisées portaient un échantillon qui n'englobait pas l'ensemble des neuf destinations possibles, nous avons supposé que le mouvement migratoire d'une province d'origine à une province de destination non précisée pouvait être déterminé de façon approximative au moyen des mêmes estimations des coefficients[1]. Deuxièmement, les changements au sein de la structure budgétaire déjà énumérés ont été incorporés dans le vecteur des traits caractéristiques des provinces d'origine et de destination et de nouvelles estimations des taux de

migration ont été effectuées. Troisièmement, les variations en pourcentage des taux de migration entre les deux séries ont été calculées pour chaque paire de provinces d'origine et de destination. Ces calculs ont été faits pour chacune des trois variables budgétaires, en maintenant à leurs niveaux de 1977 toutes les autres variables y compris les deux autres variables budgétaires considérées, puis pour les trois variables budgétaires simultanément. Enfin, en guise de point de référence, nous avons examiné suivant le même processus l'effet sur les taux de migration de l'élimination des divergences régionales survenues après 1971 au chapitre du revenu d'emploi anticipé, étant donné que toutes les autres variables du secteur privé et toutes les variables budgétaires demeurent aux niveaux de 1977.

Les résultats des simulations figurent dans les tableaux 5-1 à 5-6. Dans ces tableaux, un signe négatif (positif) signifie que les changements intervenus entre 1971 et 1977 dans les variables indiquées ont réduit (accru) les taux d'émigration ou, en termes plus précis, que la probabilité estimée de l'émigration en 1977 est plus élevée (faible) lorsque les variables indiquées s'établissent aux niveaux de 1971 plutôt qu'aux niveaux de 1977 (toutes les autres variables demeurant aux niveaux de 1977).

Émigration des provinces de l'Atlantique

Examinons d'abord les résultats de simulations relevés dans les tableaux 5-1 à 5-4 et fondés sur des équations exprimant l'émigration des provinces de l'Atlantique, avec ou sans migration d'une province maritime à une autre, et portant sur le rôle du programme d'assurance-chômage. Dans le chapitre 4, nous avons fait remarquer que les modifications apportées au programme d'assurance-chômage en vigueur en 1971 ont eu pour effet tant d'accroître que de diminuer la mobilité. Les simulations permettent de déterminer l'effet net du programme d'assurance-chômage sur les taux d'émigration.

Dans le cas de la catégorie *PNTP*, les résultats du tableau 5-1 (excluant les mouvements migratoires entre les provinces maritimes) indiquent que, en 1977, les taux d'émigration vers l'Ontario (principale destination des personnes qui émigrent des provinces de l'Atlantique) étaient inférieurs de 35 à 42 % à ce qu'ils auraient été en l'absence de tout changement dans le programme d'assurance-chômage[2]. Lorsque l'échantillon tient compte des mouvements entre les provinces maritimes (tableau 5-2), l'effet de l'indice

Tableau 5-1

L'incidence de divers changements dans la structure budgétaire sur les taux d'émigration des provinces de l'Atlantique, abstraction faite des migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour la catégorie de revenu *PNTP*, 1968-1977[1]

Origine (*i*)	Destination (*j*)	P1977	Δ(*UI*)	Δ(*GU*)	Δ(*NRR*)	Δ(*UI, GU, NRR*)	Δ(*Y*)
Terre-Neuve	Ontario	0,0204	-0,363	0,089	0,000	-0,310	-0,278
	Manitoba	0,0016	-0,439	-0,178	0,000	-0,541	0,020
	Alberta	0,0069	-0,465	0,089	0,423	-0,173	0,514
	Colombie-Britannique	0,0054	-0,299	0,089	0,074	-0,181	-0,052
Nouvelle-Écosse	Québec	0,0015	-0,063	0,132	0,000	0,054	-0,117
	Ontario	0,0127	-0,351	0,285	0,000	-0,172	-0,366
	Manitoba	0,0010	-0,429	-0,030	0,000	-0,450	-0,104
	Saskatchewan	0,0021	-0,504	0,624	0,399	0,121	1,011
	Alberta	0,0050	-0,455	0,285	0,424	-0,008	0,329
	Colombie-Britannique	0,0037	-0,286	0,285	0,075	-0,028	-0,168
Nouveau-Brunswick	Québec	0,0103	-0,157	0,033	0,000	-0,135	-0,013
	Ontario	0,0125	-0,416	0,172	0,000	-0,320	-0,292
	Manitoba	0,0010	-0,486	-0,115	0,000	-0,548	0,001
	Saskatchewan	0,0022	-0,554	0,481	0,399	-0,080	1,248
	Alberta	0,0050	-0,510	0,172	0,424	-0,186	0,486
	Colombie-Britannique	0,0036	-0,358	0,172	0,075	-0,194	-0,070

1 P1977 × 100 = probabilité estimée (en pourcentage) d'une migration de *i* à *j*, les variables explicatives de l'équation prenant leur valeur de 1977; cette donnée est une estimation du taux de migration $M_{ij}/N_i \cdot \Delta$(variable) × 100 = taux de variation du taux de migration attribuable au changement dans la valeur que prend une variable en 1977 par rapport à sa valeur en 1971, toutes les autres variables conservant leur valeur de 1977. *UI* se réfère à *UIDEX*, *GU* aux paiements de péréquation par habitant, *NRR* aux recettes par habitant tirées des ressources de l'Ouest, (*UI, GU, NRR*) inclut tous les changements simultanément, et *Y* désigne le revenu d'emploi. L'absence d'une destination signifie que la probabilité correspondante est nulle.

SOURCE Fondé sur des simulations effectuées à l'aide de l'équation VIII du tableau 4-2.

Tableau 5-2

L'incidence de divers changements dans la structure budgétaire sur les taux d'émigration des provinces de l'Atlantique, y compris les migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour la catégorie de revenu *PNTP*, 1968-1977[1]

Origine (*i*)	Destination (*j*)	P1977	Δ(*UI*)	Δ(*GU*)	Δ(*NRR*)	Δ(*UI, GU, NRR*)	Δ(*Y*)
Terre-Neuve	Nouvelle-Écosse	0,0042	0,385	0,095	0,000	0,513	0,093
	Nouveau-Brunswick	0,0031	0,529	0,041	0,000	0,589	0,017
	Ontario	0,0126	0,021	-0,045	0,000	-0,027	-0,194
	Manitoba	0,0021	-0,091	0,109	0,000	0,005	0,012
	Alberta	0,0053	-0,131	-0,045	0,632	0,353	0,311
	Colombie-Britannique	0,0037	0,116	-0,045	0,106	0,179	-0,036
Nouvelle-Écosse	Terre-Neuve	0,0024	0,438	-0,083	0,000	0,314	-0,077
	Nouveau-Brunswick	0,0046	0,555	-0,044	0,000	0,479	-0,064
	Québec	0,0032	0,459	-0,063	0,000	0,361	-0,077
	Ontario	0,0109	0,038	-0 125	0,000	-0,095	-0,258
	Manitoba	0,0017	-0,076	0 017	0,000	-0,065	-0,069
	Saskatchewan	0,0020	-0,189	-0,228	0,592	-0,005	0,583
	Alberta	0,0049	-0,116	-0,125	0,631	0,260	0,206
	Colombie-Britannique	0,0031	0,134	-0,125	0,106	0,097	-0,113
Nouveau-Brunswick	Terre-Neuve	0,0030	0,325	-0,037	0,000	0,270	-0,002
	Nouvelle-Écosse	0,0063	0,297	0,054	0,000	0,361	0,087
	Québec	0,0149	0,344	-0,017	0,000	0,315	-0,003
	Ontario	0,0135	-0,043	-0,081	0,000	-0,125	-0,198
	Manitoba	0,0021	-0,149	0,068	0,000	-0,096	0,006
	Saskatchewan	0,0025	-0,253	-0,189	0,591	-0,039	0,710
	Alberta	0,0060	-0,186	-0,081	0,630	0,217	0,304
	Colombie-Britannique	0,0035	0,045	-0,081	0,105	0,060	-0,041

1 Voir la note du tableau 5-1.
SOURCE Fondé sur des simulations effectuées à l'aide de l'équation VIII du tableau 4-3.

Tableau 5-3

L'incidence de divers changements dans la structure budgétaire sur les taux d'émigration des provinces de l'Atlantique, abstraction faite des migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour la catégorie de revenu *MR*, 1968-1977[1]

Origine (*i*)	Destination (*j*)	P1977	Δ(*UI*)	Δ(*GU*)	Δ(*NRR*)	Δ(*UI, GU, NRR*)	Δ(*Y*)
Terre-Neuve	Québec	0,00274	-0,0580	-0,068	0,000	-0,123	-0,001
	Ontario	0,00978	-0,0583	0,164	0,000	0,095	-0,149
	Manitoba	0,00131	-0,0585	-0,289	0,000	-0,330	0,005
	Alberta	0,00474	-0,0585	0,164	0,218	0,335	0,215
	Colombie-Britannique	0,00392	-0,0582	0,164	0,041	0,142	-0,030
Nouvelle-Écosse	Québec	0,00245	-0,0574	0,246	0,000	0,173	-0,063
	Ontario	0,00913	-0,0578	0,556	0,000	0,464	-0,201
	Manitoba	0,00143	-0,0579	-0,049	0,000	-0,105	-0,057
	Saskatchewan	0,00252	-0,0581	1,345	0,206	1,663	0,392
	Alberta	0,00358	-0,0580	0,556	0,218	0,785	0,141
	Colombie-Britannique	0,00313	-0,0587	0,556	0,041	0,527	-0,089
Nouveau-Brunswick	Québec	0,00705	-0,0600	0,062	0,000	-0,003	-0,025
	Ontario	0,00940	-0,0604	0,326	0,000	0,245	-0,169
	Manitoba	0,00172	-0,0605	-0,190	0,000	-0,240	-0,019
	Alberta	0,00424	-0,0605	0,326	0,218	0,517	0,187
	Colombie-Britannique	0,00349	-0,0603	0,326	0,042	0,300	-0,053

1 Voir la note du tableau 5-1.
SOURCE Fondé sur des simulations effectuées à l'aide de l'équation VIII du tableau 4-2.

Tableau 5-4

L'incidence de divers changements dans la structure budgétaire sur les taux d'émigration des provinces de l'Atlantique, y compris les migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour la catégorie de revenu *MR*, 1968-1977[1]

Origine (*i*)	Destination (*j*)	P1977	Δ(*UI*)	Δ(*GU*)	Δ(*NRR*)	Δ(*UI, GU, NRR*)	Δ(*Y*)
Terre-Neuve	Nouvelle-Écosse	0,0035	0,238	-0,022	0,000	0,209	0,048
	Nouveau-Brunswick	0,0031	0,244	-0,010	0,000	0,230	0,007
	Québec	0,0035	0,240	-0,005	0,000	0,232	-0,001
	Ontario	0,0074	0,220	0,011	0,000	0,233	-0,115
	Manitoba	0,0020	0,213	-0,025	0,000	0,182	0,004
	Alberta	0,0042	0,211	0,012	0,272	0,559	0,160
	Colombie-Britannique	0,0031	0,225	0,012	0,051	0,303	-0,022
Nouvelle-Écosse	Terre-Neuve	0,0021	0,237	0,022	0,000	0,263	-0,047
	Nouveau-Brunswick	0,0051	0,242	0,012	0,000	0,255	-0,039
	Québec	0,0037	0,238	0,017	0,000	0,257	-0,047
	Ontario	0,0075	0,218	0,034	0,000	0,258	-0,156
	Manitoba	0,0020	0,212	-0,004	0,000	0,206	-0,042
	Saskatchewan	0,0022	0,204	0,057	0,257	0,614	0,286
	Alberta	0,0035	0,209	0,034	0,272	0,590	0,106
	Colombie-Britannique	0,0026	0,223	0,034	0,051	0,330	-0,067
Nouveau-Brunswick	Terre-Neuve	0,0026	0,242	0,010	0,000	0,253	-0,013
	Nouvelle-Écosse	0,0065	0,241	-0,013	0,000	0,224	0,035
	Québec	0,0090	0,243	0,005	0,000	0,248	-0,014
	Ontario	0,0091	0,223	0,022	0,000	0,249	-0,126
	Saskatchewan	0,0020	0,217	-0,016	0,000	0,196	-0,009
	Manitoba	0,0042	0,214	0,022	0,272	0,578	0,145
	Colombie-Britannique	0,0030	0,228	0,022	0,051	0,319	-0,035

1 Voir la note du tableau 5-1.
SOURCE Fondé sur des simulations effectuées à l'aide de l'équation VIII du tableau 4-3.

de générosité de l'assurance-chômage relatif à la province de destination s'accroît. En effet, cette simulation révèle une augmentation des taux d'émigration vers d'autres provinces maritimes qui peut atteindre 50 %, tandis que la diminution des taux d'émigration vers des provinces hors de la région de l'Atlantique correspond à moins de la moitié des taux indiqués dans le tableau 5-1.

Dans le cas de la catégorie de revenu *MR* (tableau 5-3), la diminution du taux d'émigration vers les six provinces à l'ouest de la région de l'Atlantique n'est que de 5 ou 6 %. Cette baisse est nettement plus faible que la diminution correspondante observée pour la catégorie *PNTP*. Lorsque nous tenons compte des mouvements migratoires à l'intérieur de la région de l'Atlantique (tableau 5-4), les taux de migration vers d'autres provinces maritimes augmentent d'environ 20 %, soit du tiers à la moitié de la hausse correspondante pour la catégorie *PNTP* dans le tableau 5-2.

Il semblerait donc, du moins pour ce qui a trait à la catégorie *PNTP*, que le programme d'assurance-chômage ait eu une incidence quantitative importante entre 1971 et 1977 et, dans l'ensemble, un effet de dissuasion sur l'émigration de la région de l'Atlantique. Parallèlement, le programme d'assurance-chômage a favorisé considérablement la migration à l'intérieur de la région de l'Atlantique, tant des personnes à revenu faible que des personnes à revenu élevé.

Les résultats des tableaux 5-1 à 5-4 ayant trait au rôle des paiements de péréquation (*GU*) sont quelque peu ambigus. La direction de l'effet de ces paiements sur les taux d'émigration des provinces de l'Atlantique dépend de la nature même de l'échantillon utilisé dans la simulation (soit l'échantillon qui englobe ou qui exclut les mouvements migratoires entre les provinces de l'Atlantique). Les résultats qui correspondent le mieux à nos prévisions initiales (ceux du tableau 5-2) montrent que les paiements de péréquation ont réduit la migration de la catégorie *PNTP* vers toutes les destinations à l'extérieur de la région de l'Atlantique sauf le Manitoba (qui reçoit également des paiements de péréquation considérables). Dans le cas de l'émigration en Ontario (principale destination), par exemple, les simulations révèlent que la hausse des paiements de péréquation versés aux provinces de l'Atlantique entre 1971 et

1977 a entraîné une baisse de 5 à 13 % des taux d'émigration de la catégorie *PNTP*. L'incidence quantitative des paiements de péréquation est beaucoup plus claire dans le cas de l'émigration en Alberta et en Colombie-Britannique, comme nous le montrerons plus loin.

Les tableaux 5-1 à 5-4 font clairement ressortir l'importance du rôle des recettes tirées des ressources naturelles dans les provinces de l'Ouest (*NRR*) au chapitre de l'émigration des provinces de l'Atlantique. Les résultats des simulations indiquent que, en 1977, les taux de migration des provinces de l'Atlantique en Saskatchewan et en Alberta, pour la catégorie *PNTP*, dépassaient de 40 à 65 % les taux qui auraient existé si les recettes tirées des ressources naturelles dans les provinces de l'Ouest étaient demeurées aux niveaux de 1971. Pour la catégorie *MR*, la hausse correspondante des taux oscillait entre 20 et 30 %. Dans le cas de la catégorie *PNTP*, ces taux de variation sont du même ordre, en valeur absolue, que les taux de variation résultant des changements apportés au programme d'assurance-chômage bien qu'ils soient assortis du signe contraire, tandis que dans le cas de la catégorie *MR*, l'impact sur les taux de migration est environ quatre fois plus élevé et de signe contraire à l'effet (tableau 5-3) attribuable au programme modifié de l'assurance-chômage.

L'avant-dernière colonne des tableaux 5-1 à 5-4 traduit l'effet, sur l'émigration de la région de l'Atlantique, de l'introduction simultanée de changements aux trois variables budgétaires déjà analysées de façon distincte. Considérés globalement, les changements apportés à ces trois variables ont eu tendance, dans l'ensemble, à freiner l'émigration des personnes à faible revenu de la région de l'Atlantique vers l'Ontario, principale destination des émigrants de cette région. La diminution des taux de migration en Ontario de la catégorie *PNTP* s'établit entre 10 et 30 %, selon la province d'origine et l'échantillon (avec ou sans migration d'une province maritime à une autre) utilisés[3]. Le fléchissement des taux de migration des personnes démunies vers les provinces riches en ressources naturelles telles que l'Alberta n'est pas aussi marqué et, dans le tableau 5-2, nous constatons même une hausse importante de ces taux de plus de 20 %. Cet accroissement témoigne de l'attrait des recettes tirées des ressources naturelles dont nous avons déjà fait état.

Contrairement à l'effet de dissuasion qui se produit dans le cas des personnes démunies, les changements apportés aux trois variables budgétaires ont pour effet global d'augmenter considérablement l'émigration des personnes de la catégorie *MR*, sauf lorsque la province de destination est le Manitoba. Ce phénomène traduit l'effet de dissuasion quantitativement faible du programme d'assurance-chômage dans le cas des personnes à revenu plus élevé.

Immigration en Alberta et en Colombie-Britannique

Examinons maintenant les résultats de simulations relevés dans les tableaux 5-5 et 5-6, résultats d'équations représentant la migration des autres provinces canadiennes vers l'Alberta et la Colombie-Britannique. Seules les équations dont l'échantillon n'englobait pas les mouvements migratoires entre l'Alberta et la Colombie-Britannique ont été utilisées puisque les variables budgétaires ne se comportaient pas aussi bien dans les équations tenant compte de cette migration intra-région.

Les tableaux en question révèlent que, à l'exception des personnes de la catégorie *MR* qui émigrent des provinces de l'Atlantique ou du Québec vers les provinces de l'Ouest, l'effet d'incitation à migrer du programme d'assurance-chômage est plus prononcé que son effet de dissuasion, notamment lorsqu'il s'agit des mouvements migratoires vers la Colombie-Britannique. En raison de cet effet d'incitation à migrer, il est fort difficile de tirer des conclusions précises sur le bien-fondé des variations régionales du programme d'assurance-chômage. Le taux de migration des personnes de la catégorie *PNTP* qui émigrent de l'Ontario (principale province d'origine) en Alberta et en Colombie-Britannique a augmenté d'environ 10 et 20 % respectivement et de quelque 2 et 15 % respectivement dans le cas des personnes de la catégorie *MR*, en raison des variations régionales du programme d'assurance-chômage observées entre 1971 et 1977. De façon générale, c'est dans la catégorie à faible revenu que se fait le plus sentir l'effet global d'incitation à migrer attribuable au programme d'assurance-chômage, quelle que soit la province d'origine des intéressés.

Si nous comparons ces résultats aux résultats précédents relatifs à l'émigration des provinces de l'Atlantique, nous pouvons constater que les variations régionales dans l'application du programme d'assurance-chômage ont eu pour effet, dans l'ensemble, de freiner les mouvements migratoires de la région de l'Atlantique vers le centre du Canada, alors qu'elles ont stimulé l'émigration des régions centrales à l'Alberta et surtout à la Colombie-Britannique. En outre, ces effets sont beaucoup plus

Tableau 5-5

L'incidence de divers changements dans la structure budgétaire sur les taux d'émigration vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, pour la catégorie de revenu *PNTP*, 1968-1977[1]

Origine (*i*)	Destination (*j*)	P1977	Δ(*UI*)	Δ(*GU*)	Δ(*NRR*)	Δ(*UI, GU, NRR*)	Δ(*Y*)
Terre-Neuve	Alberta	0,0043	0,0196	-0,056	0,128	0,086	0,131
	Colombie-Britannique	0,0038	0,1102	-0,056	0,025	0,075	-0,019
Nouvelle-Écosse	Alberta	0,0047	0,0192	-0,148	0,127	-0,022	0,089
	Colombie-Britannique	0,0043	0,1097	-0,148	0,025	-0,032	-0,056
Nouveau-Brunswick	Alberta	0,0048	-0,0033	-0,100	0,127	0,012	0,116
	Colombie-Britannique	0,0045	0,0852	-0,100	0,025	0,001	-0,033
Québec	Alberta	0,0018	0,0181	-0,089	0,128	0,058	0,132
	Colombie-Britannique	0,0015	0,1086	-0,089	0,025	0,047	-0,019
Ontario	Alberta	0,0061	0,0978	0,000	0,127	0,234	0,244
	Colombie-Britannique	0,0049	0,1953	0,000	0,025	0,221	0,078
Manitoba	Alberta	0,0140	0,1309	-0,157	0,125	0,070	0,124
	Colombie-Britannique	0,0087	0,2313	-0,157	0,023	0,059	-0,026
Saskatchewan	Alberta	0,0261	0,1651	0,150	0,011	0,355	-0,120
	Colombie-Britannique	0,0133	0,2685	0,150	-0,081	0,340	-0,237

1 Voir la note du tableau 5-1.
SOURCE Fondé sur des simulations effectuées à l'aide de l'équation X du tableau 4-5.

Tableau 5-6

L'incidence de divers changements dans la structure budgétaire sur les taux d'émigration vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, pour la catégorie de revenu *MR*, 1968-1977[1]

Origine (*i*)	Destination (*j*)	P1977	Δ(*UI*)	Δ(*GU*)	Δ(*NRR*)	Δ(*UI, GU, NRR*)	Δ(*Y*)
Terre-Neuve	Alberta	0,0033	-0,101	-0,020	0,103	-0,028	0,333
	Colombie-Britannique	0,0032	0,010	-0,020	0,020	0,010	-0,042
Nouvelle-Écosse	Alberta	0,0033	-0,095	-0,055	0,103	-0,057	0,219
	Colombie-Britannique	0,0031	0,016	-0,055	0,020	-0,020	-0,124
Nouveau-Brunswick	Alberta	0,0040	-0,129	-0,036	0,103	-0,074	0,306
	Colombie-Britannique	0,0036	-0,022	-0,036	0,020	-0,038	-0,062
Québec	Alberta	0,0011	-0,105	-0,028	0,103	-0,041	0,334
	Colombie-Britannique	0,0009	0,005	-0,028	0,021	-0,003	-0,042
Ontario	Alberta	0,0029	0,023	0,000	0,103	0,128	0,677
	Colombie-Britannique	0,0024	0,149	0,000	0,020	0,172	0,205
Manitoba	Alberta	0,0112	0,071	-0,059	0,101	0,110	0,314
	Colombie-Britannique	0,0068	0,203	-0,059	0,019	0,153	-0,056
Saskatchewan	Alberta	0,0188	0,127	0,051	0,007	0,193	-0,242
	Colombie-Britannique	0,0085	0,265	0,051	-0,068	0,240	-0,456

1 Voir la note du tableau 5-1.
SOURCE Fondé sur des simulations effectuées à l'aide de l'équation X du tableau 4-5.

marqués pour la catégorie à faible revenu *PNTP* que pour la catégorie à revenu plus élevé *MR*.

Signalons, entre parenthèses, que le fait de considérer la Colombie-Britannique comme une province où les salaires et le taux de chômage sont relativement élevés nous amène à formuler une observation intéressante sur l'effet d'incitation à migrer du programme d'assurance-chômage. Si c'est le cas, l'effet positif du programme d'assurance-chômage, souligné précédemment, sur l'émigration en Colombie-Britannique laisse entendre que ce mouvement migratoire vers la Colombie-Britannique est assorti de certaines caractéristiques importantes qui sont communes aux mouvements migratoires dans les pays en développement, où les personnes les plus démunies quittent les régions rurales pour gagner les agglomérations urbaines affichant des salaires et des taux de chômage élevés. Ce phénomène a d'ailleurs été analysé par Todaro (1969).

Si l'effet estimé de la hausse des paiements de péréquation entre 1971 et 1977 est ambigu dans le cas de l'émigration des provinces de l'Atlantique, il est beaucoup plus évident dans celui de l'émigration en Alberta et en Colombie-Britannique. Dans les tableaux 5-5 et 5-6, les résultats des simulations indiquent que la hausse des paiements de péréquation enregistrée entre 1971 et 1977, attribuable en grande partie à l'accroissement des recettes tirées des ressources naturelles dans les provinces de l'Ouest, a entraîné une diminution des taux de migration vers l'Alberta et la Colombie-Britannique variant entre 6 et 16 % pour la catégorie *PNTP* et entre 2 et 6 % pour la catégorie *MR*, selon la province d'origine.

Pour ce qui a trait au rôle des recettes tirées des ressources naturelles dans les provinces de l'Ouest, les simulations concernant l'émigration depuis les autres régions canadiennes vers l'Alberta et la Colombie-Britannique montrent que les avantages financiers associés à ces revenus ont attiré les personnes des deux catégories de revenu. Si ces revenus étaient demeurés à leur niveau réel de 1971, les taux d'émigration vers l'Alberta et la Colombie-Britannique auraient été inférieurs à ce qu'ils étaient en 1977, selon les résultats des simulations. Ainsi, le taux d'émigration vers l'Alberta de personnes de la catégorie *PNTP* augmente d'environ 13 % en raison de la hausse des recettes tirées des ressources naturelles, tandis que ce taux augmente d'environ 10 % pour les personnes de la catégorie *MR*.

Lorsque les changements des trois variables budgétaires se produisent de façon simultanée, les résultats obtenus (voir l'avant-dernière colonne des tableaux 5-5 et 5-6) semblent indiquer que, dans le cas de l'émigration depuis les provinces centrales du Canada vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, l'effet d'incitation à migrer du programme d'assurance-chômage et des recettes tirées des ressources naturelles l'emporte sur l'effet de dissuasion des subventions inconditionnelles. L'accroissement du taux d'émigration de l'Ontario en Alberta est d'environ 23 % pour la catégorie *PNTP* et de quelque 13 % pour la catégorie *MR*. Toutefois, lorsque les provinces de l'Atlantique sont le point d'origine, l'effet global de la structure budgétaire sur l'émigration est moins positif, voire négatif, notamment à l'égard de la catégorie *MR*.

Comparaison de l'incidence relative des facteurs économiques des secteurs public et privé affectant les migrations interprovinciales

Pour compléter notre analyse, nous avons également effectué des simulations de l'incidence quantitative des variations régionales du revenu d'emploi afin de fournir un critère de comparaison de l'importance des effets de la structure budgétaire. Les résultats de ces simulations, relevés dans la dernière colonne des tableaux 5-1 à 5-6, permettent de saisir l'influence qu'a pu avoir l'évolution des variations régionales du revenu d'emploi anticipé, entre 1971 et 1977, sur la migration interprovinciale[4].

Dans le cas des mouvements migratoires vers l'Alberta et la Colombie-Britannique (tableaux 5-5 et 5-6), les simulations indiquent que, de façon générale, le revenu d'emploi a joué un plus grand rôle (en valeur absolue) que ne l'a fait la structure budgétaire globale dans l'explication des tendances migratoires récentes. Elles révèlent en outre que, tant en valeur absolue qu'en valeur relative de l'effet de la structure budgétaire, les variations du revenu d'emploi revêtaient une plus grande importance quantitative pour la catégorie *MR* que pour la catégorie *PNTP* dont le revenu est plus faible. Ainsi, la variation simulée du taux de migration de l'Ontario en Alberta attribuable uniquement à des variations du revenu d'emploi s'établit à environ 68 % pour la catégorie *MR* et à quelque 24 % pour la catégorie *PNTP*, tandis que l'effet global des variations de la structure budgétaire produit des taux de variation d'environ 13 % pour la catégorie *MR* et de 23 % pour la catégorie *PNTP*. Ces résultats confirment la conclusion tirée au chapitre 4 à savoir que la structure budgétaire est généralement plus importante pour les personnes à faible revenu.

Les effets des variations du revenu d'emploi dégagés des tableaux 5-1 à 5-4 dans le cas de l'émigration des provinces de l'Atlantique sont plutôt complexes et il est difficile de faire des généralisations. Toutefois, les résultats obtenus pour la catégorie *MR* et relevés dans les tableaux 5-3 et 5-4 ne semblent pas faire ressortir de la même façon que les résultats du tableau 5-6 (voir, par exemple, l'émigration de la Nouvelle-Écosse en Colombie-Britannique) l'importance plus marquée des variations du revenu d'emploi anticipé par rapport à l'effet global de la structure budgétaire. Nous pouvons donc affirmer que la comparaison des résultats des tableaux 5-3, 5-4 et 5-6, pour la catégorie *MR*, laisse entendre que, par rapport aux variations du revenu d'emploi, les divergences sur le plan de la structure budgétaire ont joué un plus grand rôle dans l'émigration des provinces de l'Atlantique que dans l'immigration en Alberta et en Colombie-Britannique.

Pour ce qui a trait à la catégorie *PNTP*, les tableaux 5-1 et 5-2 montrent que, dans l'ensemble, la structure budgétaire a tendance à l'emporter sur l'effet des variations du revenu d'emploi, sauf lorsque les provinces de destination sont la Saskatchewan et l'Alberta. Donc, d'après les données des tableaux 5-1, 5-2 et 5-5, en comparaison des variations du revenu d'emploi, la structure budgétaire globale aurait constitué pour la catégorie *PNTP* un facteur plus déterminant de l'émigration des provinces de l'Atlantique aux provinces centrales du Canada que de l'émigration vers les provinces à l'ouest du Manitoba[5].

6 Résumé et conclusions

Les estimations du chapitre 4 et les simulations du chapitre 5 montrent que la structure budgétaire influe sur les décisions de migrer d'une province à une autre et que, de façon générale, elle influence davantage les personnes à faible revenu que les personnes à revenu moyen ou élevé. Compte tenu de la rareté des données sur l'importance et la nature de la migration attribuable à l'activité financière des gouvernements au Canada, ces résultats élargissent de façon substantielle nos connaissances relatives à l'incidence du secteur public sur la migration interprovinciale.

Comme nous l'avons souligné dans le chapitre 4, il est intuitivement plausible de conclure que, en matière de migration, la structure budgétaire influence davantage les personnes à faible revenu que les personnes à revenu élevé, du fait que les avantages financiers nets représentent vraisemblablement une plus forte proportion du revenu global des personnes à faible revenu. La vraisemblance de nos résultats à cet égard semble confirmer que la signification statistique de la structure budgétaire qui ressort de l'ensemble de nos résultats ne découle pas simplement d'une corrélation artificielle, même si chaque variable budgétaire n'a pas toujours fourni les résultats escomptés dans chacun des mouvements migratoires examinés.

Les résultats montrent également que l'incidence de la structure budgétaire sur la migration varie systématiquement selon la composition géographique des mouvements migratoires étudiés. Ainsi, les résultats obtenus, en termes de signes et de signification des coefficients, permettent de constater que les variables budgétaires jouent un rôle beaucoup plus important dans le cas de l'émigration des provinces de l'Atlantique et de l'immigration en Alberta et en Colombie-Britannique que dans celui de l'émigration depuis l'Alberta et la Colombie-Britannique vers les autres régions canadiennes et de l'émigration des autres régions canadiennes vers les provinces de l'Atlantique. À notre avis, ce phénomène est attribuable à une gamme de facteurs, notamment la proportion relativement plus grande de retours qu'englobent ces derniers mouvements migratoires et l'irrégularité statistique, d'un mouvement migratoire à un autre, de l'utilisation de données agrégées pour remplacer des données individuelles sur les avantages financiers nets. La vérification de la variation régionale qui se dégage de nos résultats demeure une question intéressante qui pourrait faire l'objet d'une recherche future[1]. Il se peut qu'une meilleure méthode d'évaluation des avantages financiers nets fasse ressortir, dans le cas de la structure budgétaire, une incidence plus marquée dans toutes les provinces d'origine ou de destination, comme l'évaluation du revenu d'emploi anticipé fondée sur des données fiscales individuelles, dans le chapitre 4, a fourni de meilleurs résultats que les données sur le revenu agrégées au niveau provincial dans le chapitre 2.

Les conclusions précédentes sont fondées sur le modèle élaboré dans les chapitres 2 et 3 et se rapportant à la migration attribuable à la structure budgétaire.

Le modèle intermédiaire présenté dans le chapitre 2, qui représente une transition entre le modèle de Courchene (1970) et le modèle multinomial par logit élaboré dans le chapitre 3, correspond aux équations de Courchene qui ont été modifiées au moyen d'une variante de la méthode de Todaro (1969) afin de permettre un traitement de l'assurance-chômage qui soit théoriquement plus acceptable. La modélisation de l'incidence de l'assurance-chômage sur les mouvements migratoires convient mieux parce qu'elle englobe les différences interprovinciales qui existent au sein de la structure budgétaire, contrairement au modèle de Courchene dont les équations d'estimation renferment uniquement les valeurs des variables budgétaires dans les provinces d'origine. Les estimations découlant de ce modèle intermédiaire appuient la conclusion tirée à l'égard de l'incidence de la structure budgétaire. D'après ces estimations, les modifications apportées à la Loi sur l'assurance-chômage en 1971, et qui ont donné lieu à des variations régionales de la générosité du programme, ont eu les effets prévus, à savoir de réduire et d'augmenter l'émigration des provinces de l'Atlantique. Il convient également de souligner que les

estimations faites au moyen de données révisées du fichier des allocations familiales dans le chapitre 2 confirment la conclusion statistique tirée par Courchene (1970) selon laquelle les paiements de péréquation et les transferts aux particuliers (autres que les prestations d'assurance-chômage) freinent les mouvements migratoires, notamment l'émigration des provinces de l'Atlantique.

Dans le chapitre 3, l'aspect théorique qui nous intéressait surtout était le problème important que pose l'utilisation de données fiscales agrégées pour représenter les avantages financiers nets, tant dans la province d'origine que dans la province de destination, qui influent sur les décisions de migrer des particuliers. À cet égard, nous avons compté sur la désagrégation par catégorie de revenu d'une nouvelle série de données sur la migration que nous avons pu établir au moyen des déclarations de revenu aux fins de l'impôt fédéral.

Le fait de conclure que la structure budgétaire influe sur la migration ne met pas fin, en soi, au débat politique que soulève l'arbitrage entre l'équité et l'efficacité au niveau régional, débat qui a largement motivé la présente étude et qui est à l'origine de certains éléments fondamentaux du modèle économétrique élaboré dans ces pages. Toutefois, cette conclusion confirme la pertinence du débat, ce qui en soi est une autre conclusion modeste mais valable. Si les décisions de migrer d'une province à une autre ne dépendaient pas des variations des avantages financiers entre les diverses provinces, il est évident que ces variations ne susciteraient aucune inquiétude sur le plan de l'efficacité économique. Dans ces conditions, les politiques relatives à ces différences pourraient être formulées uniquement sous l'angle de l'équité.

Trois des résultats exposés dans la présente étude sont susceptibles d'intéresser particulièrement les personnes que préoccupe la question de l'arbitrage entre l'équité et l'efficacité.

Les deux premiers résultats sont les suivants : l'attente d'avantages financiers découlant des recettes tirées des ressources naturelles augmente en effet les chances de migrer vers l'Ouest, notamment pour les personnes à faible revenu, et les paiements de péréquation ont pour effet de diminuer ces chances. Ainsi, si nous abordons l'arbitrage entre l'équité et l'efficacité du point de vue de Graham et de Boadway et Flatters, nous pouvons affirmer que le régime de péréquation produit les effets escomptés. Les paiements de péréquation freinent l'émigration vers l'Ouest qui ne représente pas le mouvement des facteurs de production vers la région où ils sont les plus productifs sur le plan social. Dans la même optique, il convient aussi de signaler que l'intégration des recettes tirées des ressources naturelles dans la formule de péréquation aura, compte tenu des mêmes faits, des répercussions importantes au niveau tant de l'équité que de l'efficacité qui devront être considérées.

Le troisième résultat d'un intérêt particulier est le fait que le programme d'assurance-chômage freine, dans l'ensemble, l'émigration des provinces de l'Atlantique vers les autres régions canadiennes, notamment dans le cas des personnes à faible revenu[2]. Ainsi, si nous retenons la thèse de la dépendance des transferts proposée par Courchene, le résultat obtenu montre que la variation régionale du programme d'assurance-chômage axée sur l'emplacement est une cause partielle de la faiblesse relative du revenu d'emploi dans les provinces de l'Atlantique.

La détermination de l'envergure des répercussions, sur l'efficacité, de la migration attribuable à la structure budgétaire, dont nous avons déjà parlé, déborde le cadre de la présente étude. Toutefois, puisque les simulations du chapitre 5 révèlent que l'incidence quantitative de la structure budgétaire sur la migration interne n'est peut-être pas sans importance (par rapport à l'effet des écarts de revenu), il serait probablement utile de faire ces calculs[3].

Appendices

A Définition des variables utilisées dans les équations d'estimation et sources de données

Variable	Définition	Source
AC	Nombre de comptes actifs d'allocations familiales (en unités).	Dossier sur les allocations familiales fourni par Charles B. Walker de Santé et Bien-être social Canada.
ALL	Ensemble de toutes les catégories de revenu (voir l'appendice C).	
AUI	Prestations hebdomadaires moyennes d'assurance-chômage (en dollars).	*Rapport statistique sur l'application de la Loi sur l'assurance-chômage*, Statistique Canada, nº 73-001.
AWW	Traitements et salaires hebdomadaires moyens, indice synthétique des industries (en dollars).	*Emploi, gains et durée du travail*, Statistique Canada, nº 72-002.
C	Constante.	
D	Distance, par la route Transcanadienne, entre les principales agglomérations urbaines de chaque province (en milles).	Carte routière du Canada, Office du tourisme du gouvernement canadien, 1966.
D(•)	Valeur pour la province de destination moins valeur pour la province d'origine du logarithme de la variable entre parenthèses.	
E	Nombre de personnes ayant un emploi (en milliers).	"Statistiques provinciales désaisonnalisées sur la population active, de janvier 1953 à décembre 1965", Statistique Canada, Document de travail nº 2, et *Statistiques chronologiques sur la politique active*, Statistique Canada, nº 71-201.
ΔE	Croissance de l'emploi par rapport à l'année précédente (en milliers de personnes).	
ED	Éducation : pourcentage de la population âgée de 5 ans et plus ayant fait des études universitaires mais n'étant pas aux études à plein temps (en pourcentage).	*Recensement du Canada*, 1951, 1961, 1971, 1976, Statistique Canada, nºs 92-550, 92-720 et 92-827.

(suite)

Variable	Définition	Source
FMAC	Transfert interprovincial des comptes d'allocations familiales (en unités).	Données établies par les auteurs à partir du dossier sur les allocations familiales fourni par Charles B. Walker de Santé et Bien-être social Canada.
FMP	Migration interprovinciale totale de personnes (en unités).	Données établies par les auteurs.
GF	Achats du gouvernement fédéral : somme des achats courants de biens et services du gouvernement fédéral outre la rémunération et la défense; de la formation brute de capital du gouvernement fédéral; des subventions du gouvernement fédéral aux entreprises; et de la composante agricole des subventions courantes du gouvernement fédéral (en milliers de dollars).	Données inédites sur les comptes provinciaux fournies par Joel Dienna, Brenda Collier et Don Finnerty de Statistique Canada.
GU	Subventions inconditionnelles : somme des paiements de péréquation; des subventions statutaires stipulées dans l'Acte de l'Amérique du Nord britannique; des subventions d'ajustement versées aux provinces de l'Atlantique; et (durant les années 70) du revenu garanti aux provinces par le gouvernement fédéral (en milliers de dollars).	Lynn (1964) et résumés inédits de données sur les paiements du gouvernement fédéral aux provinces, ministère des Finances, Ottawa.
HP	Indice comparatif des prix du logement dans les provinces (moyenne canadienne, base 100 en 1971).	Données établies par les auteurs au moyen des données sur les prix moyens dans le secteur immobilier qui ont été rassemblées par le Multiple Listing Services et qui nous ont été fournies par Ken Norrie de l'Université de l'Alberta.
L	Nombre de personnes formant la population active (en milliers).	"Statistiques provinciales désaisonnalisées sur la population active, de janvier 1953 à décembre 1965", Statistique Canada, Document de travail nº 2, et *Statistiques chronologiques sur la population active*, Statistique Canada, nº 71-201.
M	Catégorie de personnes ayant un revenu moyen (voir l'appendice C).	
MR	Catégorie de personnes ayant un revenu moyen ou élevé (voir l'appendice C).	
N	Population (en milliers de personnes).	*Estimations de la population du Canada et des provinces*, Statistique Canada, nº 91-201.
NRR	Recettes tirées des ressources naturelles : somme des impôts provinciaux indirects prélevés dans le secteur des ressources et des bénéfices nets provenant des ressources des sociétés publiques provinciales (en milliers de dollars).	*Finances publiques consolidées*, Statistique Canada, nº 68-202 et *Finances des entreprises publiques provinciales*, Statistique Canada, nº 61-204.
PNT	Catégorie de personnes à faible revenu sans impôt à payer (voir l'appendice C).	
PNTP	Catégorie de personnes à faible revenu (voir l'appendice C).	

(suite)

Variable	Définition	Source
PT	Catégorie de personnes à faible revenu payant de l'impôt (voir l'appendice C).	
R	Catégorie de personnes à revenu élevé (voir l'appendice C).	
RP	Indice comparatif des prix régionaux dans les principales agglomérations urbaines de chaque province (moyenne canadienne, base 100 en 1971).	Données établies par les auteurs au moyen des données contenues dans *Vivre ensemble : Une étude des disparités régionales*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1977 et *Prix et indices de prix*, Statistique Canada, nº 62-002.
S_1	Variable dichotomique : S_1 est égal à 1 lorsque les personnes émigrent des Maritimes en Ontario ou du Nouveau-Brunswick au Québec, autrement S_1 est égal à 0.	
S_2	Variable dichotomique : S_2 est égal à 1 lorsque le Québec est la province d'origine, autrement S_2 est égal à 0.	
S_3	Variable dichotomique : S_3 est égal à 1 lorsque les personnes émigrent de la Saskatchewan en Alberta, autrement S_3 est égal à 0.	
TRF	Transferts fédéraux aux particuliers (en milliers de dollars).	*Comptes économiques provinciaux*, Statistique Canada, nº 13-213 et *Comptes nationaux des revenus et des dépenses*, Statistique Canada, nº 13-531. Certaines données se rapportant au début des années 50 ont été fournies par Barbara Clift de Statistique Canada.
TRF2	Transferts fédéraux aux particuliers moins prestations d'assurance-chômage : principalement les allocations familiales et les prestations de sécurité de la vieillesse (en milliers de dollars).	*Comptes économiques provinciaux*, Statistique Canada, nº 13-213; *Comptes nationaux des revenus et des dépenses*, Statistique Canada, nº 13-531; *Rapport statistique sur l'application de la Loi sur l'assurance-chômage*, Statistique Canada, nº 73-001.
T2	Variable dichotomique : *T2* est égal à 0 pour la première moitié de la période étudiée et *T2* est égal à 1 pour la seconde moitié.	
T3	Variable dichotomique : *T3* est égal à 0 pour toute année antérieure à 1972 et *T3* est égal à 1 à compter de 1972.	
U	Taux de chômage provincial : $U = (L - E)/L$.	Donnée établie par les auteurs.
$\overline{U}$	Taux de chômage national : $\overline{U} = (\overline{L} - \overline{E})/\overline{L}$.	Donnée établie par les auteurs.
UI	Total des prestations d'assurance-chômage versées (en milliers de dollars).	*Rapport statistique sur l'application de la Loi sur l'assurance-chômage*, Statistique Canada, nº 73-001.

(fin)

Variable	Définition	Source
UIDEX	Mesure de la générosité du programme d'assurance-chômage : elle correspond au nombre maximal de semaines durant lesquelles une personne qui a travaillé pendant le nombre minimal de semaines pour être admissible à des prestations peut tirer ces prestations d'assurance-chômage, divisé par le nombre minimal de semaines de travail ouvrant droit aux prestations, multiplié par le rapport entre les demandes d'assurance-chômage acceptées et le nombre total de demandes.	Données fournies par Pierre Fortin de l'Université Laval et *Rapport statistique sur l'application de la Loi sur l'assurance-chômage*, Statistique Canada, nº 73-001.
Y	Mesure du revenu d'emploi anticipé (en dollars) : $Y_{j,t} = \frac{YA_{i,t-1}}{YS_{i,t-1}} \cdot YS_{j,t}$, $Y_{i,t} = \frac{YA_{i,t-1}}{YS_{i,t-1}} \cdot YS_{i,t}$, où YA = revenu moyen d'emploi des émigrants de la province i à la province j; YS = revenu moyen d'emploi des personnes qui n'émigrent pas; t = année de migration.	Données établies par les auteurs au moyen de données fournies par John Leyes, Doug Norris et Nelson Kopustas de Statistique Canada.
YL	Revenu d'emploi total (en milliers de dollars).	*Estimations du revenu du travail*, Statistique Canada, nº 72-005.

NOTE Les indices *i* et *j* désignent la province d'origine et la province de destination, respectivement. Toutes les variables ont été dégonflées au moyen de l'indice canadien des prix à la consommation (base 100 en 1971) au besoin. Les personnes-ressources indiquées ne sont pas responsables de la manière dont les données fournies ont été utilisées.

B Révision des données sur les allocations familiales et établissement d'une série statistique sur les migrations des personnes

Migrations interprovinciales des familles

Jusqu'en 1973 inclusivement, étaient admissibles aux allocations familiales les enfants âgés de 0 à 15 ans révolus fréquentant l'école, dont les parents étaient citoyens canadiens ou immigrants reçus depuis un an. Depuis le 1er janvier 1974, sont admissibles les enfants âgés de moins de 18 ans résidant au Canada dont au moins un des parents est : (a) citoyen canadien, (b) immigrant reçu ou (c) admis non-immigrant dans des circonstances prescrites par la loi pour une période d'au moins 1 an. De plus, l'enfant doit être entièrement, ou pour une grande part, entretenu par un parent. Chaque famille ayant des enfants admissibles aux allocations reçoit chaque mois un chèque par la poste. Dès lors, si elle désire toucher les chèques à sa nouvelle adresse, la famille doit signaler tout changement d'adresse au bureau régional de Santé et Bien-être social Canada. À partir des avis de changement d'adresse, chaque bureau régional prépare des tableaux mensuels indiquant le nombre de familles qui ont déménagé, selon la province d'origine et celle de destination. Rappelons que ces données représentent uniquement les familles migrantes ayant des enfants admissibles aux allocations, et qu'elles n'indiquent pas le nombre de déplacements survenus au cours d'un mois, mais bien le nombre de changements d'adresse compilés au cours de ce mois. Il semble qu'il y ait un décalage d'environ deux mois entre la date du déplacement et la date de sa compilation[1].

Révision des données sur les allocations familiales

Les révisions que nous avons effectuées à la série de données sur les migrations tirée du fichier des allocations familiales sont de trois ordres :

- À partir des feuilles de données originales sur les transferts interprovinciaux de comptes d'allocations familiales que nous a fournies Charles Walker de Santé et Bien-être social Canada, nous avons remonté jusqu'en 1950 la série relative aux migrations. La série publiée par Statistique Canada (nº 91-208), commence en 1961.

- Avant mai 1968, le ministère de la Santé et du Bien-être social calculait, pour chaque province, le nombre de comptes transmis à une autre province ainsi que le nombre de comptes reçus d'une autre province. Pour estimer les migrations interprovinciales, Statistique Canada a d'abord utilisé le nombre de comptes transmis à une autre province, mais a dû, à partir du mois de mai 1968, avoir recours au nombre de comptes reçus, étant donné que la première série n'était plus disponible. Nos données révisées ne sont établies, pour leur part, qu'à partir des comptes que reçoit une province, et non de ceux qu'elle transmet à une autre. Bien que les deux ensembles de données soient semblables à long terme, la première série – celle des comptes reçus – reflétera probablement davantage un déplacement effectué puisqu'un compte est enregistré comme reçu lorsqu'il est réactivé.

- Les données annuelles sur les flux migratoires, publiées avant 1979 par Statistique Canada, se fondent sur la période de juin à mai[2]. Or, comme toutes les autres statistiques que nous avons utilisées se rapportent à l'année civile, nous avons établi, sur la même base, une série chronologique fondée sur les allocations familiales, en utilisant les observations mensuelles pertinentes.

Établissement d'une série statistique sur les migrations des personnes

La méthode que nous avons employée pour l'estimation des migrations interprovinciales des

personnes (*FMP*) est celle de Statistique Canada[3]. Elle comprend les équations suivantes :

$$\text{(B.1)}\quad M^{e}_{i,j} = FMAC_{i,j} \cdot \bar{X}'_i$$

$$\text{ou}\quad \bar{X}'_i = \bar{X}_i \cdot c_i.$$

$$\text{(B.2)}\quad M^{a}_{i,j} = \frac{M^{e}_{i,j}}{P^{e}_{i}} \cdot F_i \cdot P^{a}_{i}.$$

$$\text{(B.3)}\quad FMP_{i,j} = M^{e}_{i,j} + M^{a}_{i,j}.$$

Les termes de ces équations se définissent ainsi :

$FMAC_{i,j}$ = nombre de comptes actifs d'allocations familiales transmis par la province *i* et reçus par la province *j*.

$\bar{X}_i$ = moyenne provinciale d'enfants par famille admissible aux allocations familiales pour la province *i*.

c_i = rapport entre le nombre d'enfants par famille migrante et le nombre d'enfants par famille admissible aux allocations familiales en 1975, pour la province *i*.

$\bar{X}'_i$ = nombre moyen d'enfants par famille migrante admissible aux allocations familiales pour la province *i* (estimation pour la période 1950-1973 et nombre observé, à compter de 1974).

$M^{e}_{i,j}$ = estimation du nombre d'enfants qui ont migré de la province *i* à la province *j*.

$M^{a}_{i,j}$ = estimation du nombre d'adultes qui ont migré de la province *i* à la province *j*.

$FMP_{i,j}$ = estimation du nombre total de migrants de la province *i* à la province *j*.

F_i = facteur d'ajustement pour la province *i*. Il s'agit du rapport entre le taux d'émigration des adultes et celui des enfants, tel qu'observé aux recensements de 1971 et de 1976. Nous avons appliqué les valeurs de F_i de 1971 à la période 1950-1973, et les valeurs de 1976 à la période 1974-1978.

P^{e}_{i} = nombre d'enfants habitant la province *i*. Pour les années 1950 à 1973, P^{e}_{i} reflète le nombre de personnes de 0 à 15 ans révolus et, pour 1974 et les années suivantes, le nombre de personnes de moins de 18 ans.

P^{a}_{i} = nombre d'adultes habitant la province *i*. Pour les années 1950 à 1973, P^{a}_{i} reflète le nombre de personnes de 16 ans et plus et, pour 1974 et les années suivantes, le nombre de personnes de 18 ans et plus[4].

Une fois les substitutions nécessaires effectuées, l'équation B.3 devient :

$$\text{(B.4)}\quad FMP_{i,j} = (FMAC_{i,j} \cdot \bar{X}_i \cdot c_i)\left(1 + F_i \cdot \frac{P^{a}_{i}}{P^{e}_{i}}\right).$$

L'estimation de l'ensemble des migrations interprovinciales que permet l'équation B.4 dépend beaucoup des valeurs que prennent le facteur d'ajustement F_i et le rapport c_i. Comme les valeurs de F_i n'étaient disponibles que pour les années de recensement 1971 et 1976, nous avons utilisé celles de 1971 pour l'estimation des migrations interprovinciales qui se sont produites entre 1950 et 1973. Évidemment, les résultats obtenus sont un peu plus précaires pour les années du début de la période étudiée. De plus, étant donné que le nombre d'enfants par famille migrante $\bar{X}'_i$ est connu à partir de 1973, il est probable que nos estimations de l'ensemble des migrations interprovinciales deviennent de plus en plus fiables à mesure que la période s'allonge.

En raison de problèmes d'espace, les séries sur les mouvements migratoires (*FMAC* et *FMP*) sont publiées séparément dans le supplément de données mentionné dans la préface.

C Série statistique sur les migrations fondée sur les déclarations d'impôt fédéral

Les équations du chapitre 4 relatives à la migration interprovinciale ont été estimées d'après des données tirées de déclarations d'impôt et fournies par John Leyes, Doug Norris et Nelson Kopustas de Statistique Canada[1].

La banque de données principale qui a servi à établir la série chronologique sur les migrations est un échantillon longitudinal de 10 % (soit tous les numéros d'assurance sociale se terminant par 5) de toutes les déclarations d'impôt fédéral sur le revenu des particuliers de 1967 à 1977. Pour des raisons de confidentialité, seule est permise la publication de totaux ou de moyennes tirés de ces dossiers, et à la condition que la compilation comporte au moins six dossiers.

Exclusions de la banque principale de données

Vu qu'il faut utiliser des données groupées, il est donc important de s'assurer que chaque « case » de données (sous forme de sommes et de moyennes) rende compte d'un groupe de personnes passablement homogène.

Voilà pourquoi nous avons exclu de la banque de données les dossiers des personnes suivantes :

- celles qui sont imposables au Yukon, dans les Territoires du Nord-Ouest, à l'extérieur du Canada, ou qui relèvent de juridictions fiscales multiples ou pour lesquelles l'information était inexistante;
- les immigrants, les émigrants et les défunts;
- les personnes dont le revenu provient surtout de loyers ou de placements;
- les personnes de moins de 20 ans ou de plus de 55 ans;
- les célibataires qui paient des frais de scolarité dépassant 300 $ par année et étant considérés comme des étudiants à plein temps;
- les femmes mariées touchant un revenu annuel total inférieur à la moitié de la limite supérieure du groupe à faible revenu (à définir plus loin). Dans ce cas, nous avons supposé que le statut économique de la femme ne jouait pas un rôle important dans les décisions de migrer;
- les personnes ayant un revenu annuel global inférieur à 100 $[2].

C'est donc dire que l'échantillon retenu comprend les personnes d'âge actif qui tirent principalement leur revenu d'un emploi (ou sont des travailleurs autonomes) ou de paiements de transfert. Pour donner une idée du nombre de dossiers que comprend cet échantillon réduit, nous faisons remarquer que le ministère du Revenu national a déclaré que 8 495 184 personnes avaient présenté une déclaration d'impôt en 1968. Cela veut dire qu'un échantillon de 10 % comprendrait 849 518 dossiers. Une fois soustraites toutes les exclusions ci-dessus, notre échantillon, pour l'année 1968, renferme encore 461 147 dossiers, ce qui représente 54,3 % de ceux de l'échantillon de 10 %.

Bien qu'il y ait beaucoup de renseignements dans les déclarations d'impôt qui pourraient servir à classer les contribuables déclarants, nous ne pouvions les utiliser tous sans enfreindre les normes de confidentialité expliquées plus haut, ce qui nous aurait donné un grand nombre de cases vides pour la mobilité interprovinciale (c'est-à-dire des cases regroupant moins de six dossiers). Voilà pourquoi nous avons eu recours à un seul groupe général (20 à 55 ans inclusivement) au lieu d'une série plus limitée de groupes d'âge, choisissant plutôt de répartir les contribuables par catégorie de revenu selon la méthode décrite ci-dessous.

Définition des migrations interprovinciales

En combinant d'une façon rationnelle les numéros d'assurance sociale figurant sur les déclarations d'impôt, nous avons pu, pour chaque année, classer les contribuables en migrants interprovinciaux ou sédentaires, selon leur province de résidence au 31

décembre. Lorsque la province était différente pour deux années consécutives, nous classions le contribuable comme migrant pour l'année où le déplacement s'était produit. Mais lorsque la province de résidence était la même pour deux années consécutives, le contribuable était classé comme sédentaire. Nous avons ensuite, pour chaque catégorie de revenu, mis en tableaux le nombre de personnes, le revenu d'emploi moyen et d'autres variables jugées utiles en fonction de chaque paire de provinces d'origine et de destination (étant entendu que la province de destination est la même que la province d'origine dans le cas des sédentaires).

Désagrégation par catégorie de revenu

Un des principaux avantages d'une série de données sur les migrations interprovinciales fondée sur les dossiers d'impôt est qu'elle peut être ventilée par tranches de revenu. Nous avons donc constitué des séries statistiques sur les migrations interprovinciales pour les sept catégories de revenu suivantes :

PNT : entre 100 $ et 10 000 $, exempt d'impôt;
PT : entre 100 $ et 10 000 $, avec impôt;
PNTP : entre 100 $ et 10 000 $;
M : entre 10 001 $ et 20 000 $;
R : 20 001 $ et plus;
MR : 10 001 $ et plus; et
ALL : 100 $ et plus.

P correspond à « faible revenu », *NT* à « exempt d'impôt », *M* à « revenu moyen » et *R* à « revenu élevé ».

Le revenu dont nous parlons est le revenu total (tel que figurant sur la déclaration d'impôt) en dollars constants de 1977 pour l'année du déplacement interprovincial. Pour préciser, ajoutons qu'après avoir jugé qu'une personne a migré de la province *i* à la province *j* au cours d'une année donnée, nous l'avons placée, pour cette année-là, dans la case de mobilité appropriée pour la catégorie de revenu établie d'après son revenu total dans la province de destination *j*.

Il est à noter que nous avons établi les catégories de revenu *PNTP*, *MR* et *ALL* en relisant tous les dossiers et non pas seulement en additionnant l'information relative aux diverses tranches de revenu qui les composaient. Par exemple, s'il n'y avait que trois personnes dans une case particulière de la matrice de mobilité de la catégorie *PNT*, et quatre dans la case correspondante de la catégorie *PT*, ces deux cases seraient restées vides à cause des normes de confidentialité. En les additionnant, nous obtenions aussi un vide pour la case correspondante de la catégorie *PNTP*. Mais en procédant au contraire à une nouvelle lecture de tous les dossiers en fonction des caractéristiques de la catégorie *PNTP* nous pouvions identifier la migration de ces sept personnes.

Les données sur les mouvements migratoires tirées des dossiers d'impôt sont fournies dans un supplément à la présente étude dont nous faisons état au début de ce document.

Notes

CHAPITRE 1

1 Il convient aussi de souligner qu'il existe une autre solution au problème du déséquilibre budgétaire horizontal outre les subventions intergouvernementales. Il s'agit d'instituer une structure fédérale de taux de taxation variant selon les régions. Cependant, cette solution est généralement mal considérée d'un point de vue politique.

2 Voir *Projet de résolution concernant la Constitution du Canada* [Gouvernement du Canada (1980), article 31(1)]. Pour plus de détails sur le régime de péréquation canadien, voir Boadway (1980).

3 Scott (1952, 1964) a aussi mis en doute l'intérêt de maintenir l'équilibre financier horizontal dans une fédération de provinces semi-autonomes. Usher (1980) a attaqué ce concept, jugeant qu'il n'était pas justifié dans un pays qui permet des variations interrégionales sur le plan des dépenses privées.

4 Au sujet de l'existence d'une péréquation implicite dans le système de subventions conditionnelles, voir Young (1977).

5 Pour une description générale du régime de l'assurance-chômage au Canada, y compris les variations régionales introduites dans la période de versements des prestations à partir de 1971, voir CCH Canadian Limited (1977 et mises à jour). Voir aussi Rea (1977).

6 Voir aussi Buchanan et Goetz (1972) ainsi que Flatters, Henderson et Mieszkowski (1974). Ces auteurs présentent sur la péréquation des arguments relatifs à l'efficacité en présence d'effets externes dus aux mouvements migratoires. Les arguments de Graham et de Boadway et Flatters ne nécessitent pas la présence de ces effets externes.

7 De façon générale, l'équité horizontale du régime fiscal fédéral et l'équilibre financier horizontal ne constituent pas des objectifs identiques. L'équilibre financier horizontal, tel qu'il est décrit plus haut, signifie que les services publics doivent être offerts également, par habitant, à l'échelle du pays. Dans leur analyse, Boadway et Flatters présument toutefois que les régimes budgétaires des provinces répartissent les services sur une base égale par habitant et que le taux de taxation des provinces est proportionnel. Étant donné ces caractéristiques des régimes budgétaires provinciaux, leur objectif de l'équité horizontale dans le régime fiscal fédéral revient fondamentalement à l'objectif de Graham d'un équilibre financier horizontal dans la fédération.

8 À proprement parler, comme le soulignent Boadway et Flatters, ce genre de péréquation doit éliminer toutes différences interprovinciales sur le plan des avantages financiers nets dont jouissent les individus. Par contre, ni Graham ni Boadway et Flatters ne préconisent la péréquation des avantages financiers individuels. Comme les membres de la Commission Rowell-Sirois, ils soutiennent que ces paiements de péréquation doivent être versés aux provinces. Si ces auteurs favorisent les versements aux provinces, plutôt qu'aux individus, c'est qu'ils désirent maintenir l'autonomie budgétaire des gouvernements provinciaux qu'ils considèrent comme essentielle à la viabilité du système fédéral. (Boadway et Flatters affirment explicitement ce point de vue qui est d'ailleurs implicite dans les autres analyses.) Si le gouvernement fédéral réalisait la péréquation fondée sur les avantages financiers nets individuels, il éliminerait effectivement la capacité des provinces à établir, sur le plan budgétaire, certaines distinctions à l'intérieur de l'électorat de leur province. Ce genre de péréquation éliminerait, en fait, toute dimension fédérale du système financier canadien.

9 Gainer et Powrie (1975) ont formulé une proposition semblable.

10 On peut également prôner l'importance des mouvements migratoires suscités par la structure des finances publiques pour définir les libertés civiles et la nature de la politique nationale. Dans cette longue note, nous étudions les raisons de ce cheminement. Si nous présentons ces détails en dehors du texte principal, c'est qu'ils ne fournissent pas de renseignements immédiatement utiles à la formulation des équations d'estimation. Les questions abordées n'en demeurent pas moins intéressantes et importantes.

D'après Hirschman (1970), on peut affirmer que l'individu dispose fondamentalement de deux moyens pour faire valoir ses droits de citoyen devant un gouvernement. La première consiste à exprimer son mécontentement à l'égard des actions gouvernementales par le biais du processus politique dans la circonscription où réside l'individu. L'autre consiste à exercer, ou à menacer d'exercer, une sortie, c'est-à-dire de quitter la circonscription en cause. Dans un État unitaire fortement centralisé, l'exercice de l'option de sortie consiste beaucoup plus à choisir « tout ou rien ». Un changement de gouvernement signifie une

migration internationale vers une société différente où règnent des normes professionnelles, des pratiques d'affaires et des attitudes différentes. Dans un État fédéral, la présence d'autres niveaux de compétences relativement autonomes abaisse les coûts d'une option de sortie dans nombre de cas [(Brennan et Buchanan (1980), West et Winer (1980)]. Certes, la distance physique peut même être supérieure, mais les qualifications, les actifs financiers et même le niveau de services publics nationaux auquel on est habitué demeurent les mêmes. Les mouvements migratoires interprovinciaux et intermunicipaux peuvent donc s'avérer au Canada des facteurs importants de la relation entre les citoyens et l'État, empêchant ainsi les gouvernements d'exercer une influence indue sur la vie des citoyens au nom de groupes ayant des intérêts particuliers. Ces mouvements migratoires peuvent prendre une décennie ou plus avant de se manifester concrètement, mais ils peuvent néanmoins demeurer un facteur déterminant de la réaction des gouvernements aux demandes des citoyens.

Selon cette analyse du marché politique, lorsque les mouvements migratoires imputables aux différences dans les structures budgétaires du pays sont faibles en raison de coûts migratoires élevés, les possibilités de coercition par le biais des secteurs publics provinciaux ou municipaux s'accroissent. Ainsi, les francophones du Québec qui ont une préférence culturelle pour demeurer dans leur province sont plus susceptibles d'être soumis à la coercition exercée par le secteur public du Québec que ne l'est la population anglophone relativement plus mobile, étant donné que les préférences culturelles rendent les coûts indirects de la migration beaucoup plus élevés. (Il convient de souligner que le taux de l'impôt sur le revenu des particuliers est plus élevé au Québec que partout ailleurs au pays.) De même, lorsqu'il existe des rentes sur des ressources fixes (ou d'autres formes de rentes) – comme c'est le cas en Alberta – dont les avantages ne sont pas facilement abandonnés par les résidents, il se peut qu'une coercition plus forte soit exercée par le biais du secteur public, puisque cette coercition peut fort bien ne pas y précipiter l'émigration autant que dans les provinces où il n'existe pas de rentes sur des ressources fixes.

L'analyse précédente du rôle de la structure fédérale indique implicitement que les accords fiscaux intergouvernementaux peuvent en soi favoriser une collusion entre les gouvernements pour régir ou contrôler les mouvements migratoires, et ce dans l'intérêt de groupes de pression puissants. Ainsi, Breton et Scott [(1978), p. 124] ont laissé entendre que les paiements de péréquation versés aux provinces de l'Atlantique pouvaient être considérés comme un échange organisé par le gouvernement fédéral entre les gouvernements de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique, d'une part, et ceux des provinces de l'Atlantique, d'autre part, au nom de certains groupes politiquement puissants. L'Ontario peut ne pas désirer l'immigration en provenance des provinces plus pauvres puisque cela va à l'encontre des intérêts des résidents syndiqués fournisseurs de facteurs de production. (Les mouvements migratoires internationaux peuvent être mieux contrôlés par le biais de l'influence de la province sur le nombre total de migrants, d'une part, et par le biais du système de pointage du ministère de l'Immigration sur les compétences que possèdent les immigrants internationaux, d'autre part, de sorte que les mouvements migratoires internationaux ne représentent pas une menace aussi sérieuse que les mouvements migratoires internes qui ne font pas l'objet d'un tel contrôle.) De plus, il se peut que les provinces de l'Atlantique désirent subventionner certaines entreprises dans les secteurs en déclin afin de maintenir leur taux de profit et, par conséquent, de maintenir l'emploi [Migué (1977)], ou encore de réduire les taxes réelles ou potentielles versées par les groupes à revenu élevé afin d'empêcher les contribuables les plus riches d'émigrer [Breton et Scott (1978)]. C'est ainsi que les transferts intergouvernementaux pourraient améliorer la capacité des gouvernements à servir des intérêts particuliers aux dépens du contribuable moyen.

Cependant, si l'un des avantages du système fédéral est effectivement la facilité avec laquelle on peut exercer son droit de sortie, les accords intergouvernementaux qui rendent ce droit moins concurrentiel peuvent alors comporter un coût social qui ne peut être facilement calculé en termes d'efficacité économique, selon la définition générale de ces termes. Ce coût traduirait la baisse subséquente de l'utilité de l'exercice réel ou des menaces d'exercer un droit de sortie comme moyen de maintenir une relation appropriée entre le citoyen considéré individuellement et l'État. Ainsi, Bélanger (1981) a récemment conclu que l'harmonisation des taxes ne devrait pas figurer à l'ordre du jour des conférences fédérales-provinciales, car cela risque de diminuer la concurrence intergouvernementale au Canada.

L'idée selon laquelle le comportement de l'État pourrait être nuisible et que les citoyens doivent partant veiller à maintenir des institutions qui incitent à un comportement « correct » n'est pas la seule base à partir de laquelle on peut juger les politiques publiques ayant une incidence sur le plan des mouvements migratoires. Une des autres analyses extrêmement importantes dans le contexte canadien voudrait que le maintien d'une politique nationale stable et légitime exige, et devrait exiger, que l'État canadien protège la viabilité démographique des socio-économies régionales définies par l'histoire, notamment celles du Québec et de Terre-Neuve [voir, par exemple, Bird (1979)]. Dans cette perspective, au moins certains tranferts entre gouvernements et entre particuliers seraient censés restreindre les mouvements migratoires en partance des régions en déclin en contrebalançant les forces économiques qui ont initialement conduit à ce déclin régional. Cela peut mener à l'inefficacité économique, au sens utilisé par les participants au débat Courchene-Graham, ou même à des pertes sociales résultant de la collusion des gouvernements,

comme nous l'avons mentionné plus haut; dans cette perspective, toutefois, ce genre de perte, le cas échéant, représente tout simplement le prix que la société doit payer pour défendre une politique nationale stable et légitime.

11 Courchene aimerait sans doute que l'on étudie une troisième relation, à savoir la relation entre le régime de transferts et les politiques provinciales en ce qui concerne l'activité économique du secteur privé.

12 Les flux migratoires internes présentés dans ces graphiques et dans le tableau 1-1 sont tirés du fichier des allocations familiales. Voir l'appendice B. Il est intéressant de souligner que l'Alberta, qui affichait les taux d'immigration brute les plus élevés dans les années 70, enregistrait aussi les taux d'émigration brute les plus importants. Cette corrélation positive entre les taux d'immigration et d'émigration brutes n'est pas un phénomène inhabituel [voir, par exemple, l'analyse de Greenwood (1975), p. 413].

13 La province de l'Île-du-Prince-Édouard est exclue de ce tableau, ainsi que des tableaux subséquents. De façon générale, l'Île-du-Prince-Édouard sera aussi exclue des échantillons utilisés pour le travail empirique dont font état les chapitres ultérieurs en raison de la difficulté d'obtenir certaines données pour cette très petite province.

Chapitre 2

1 Voir Courchene [(1970), tableau VI, p. 570].

2 *Ibid.* (tableau I, p. 562).

3 Boadway et Green (1980) ont récemment effectué des travaux préliminaires au sujet du rôle de certaines variables budgétaires dans les migrations en partance et à destination de Terre-Neuve. Termote et Fréchette (1979) ont étudié le rôle des subventions fournies par le ministère de l'Expansion économique régionale en regard des flux migratoires entre les provinces. Cousineau (1979) a étudié l'effet de l'assurance-chômage sur les flux migratoires entre l'Ontario, la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick. Cependant, aucun de ces auteurs ne fournit une évaluation systématique, pour toutes les provinces, de la relation entre les principaux instruments budgétaires (comme l'a fait Courchene) et les mouvements migratoires interprovinciaux.

4 Courchene [(1970), tableau VI, p. 570].

5 Courchene a sans doute utilisé la base 100 en 1961.

6 Selon l'approche adoptée dans la théorie du capital humain, il est préférable que les variables de revenu n'apparaissent pas sous forme de ratio, comme c'est le cas dans l'équation II, puisque le rendement net prévu de l'investissement dans la migration variera directement en fonction de la différence algébrique entre les revenus dans les régions de destination et d'origine (leur valeur actuelle), et non en fonction de leur ratio. C'est pourquoi nous nous sommes fondés sur l'équation I, plutôt que sur l'équation II, pour construire l'équation III. L'équation I est en outre préférable à l'équation II parce que, lorsque les variables de revenu dans le lieu d'origine et dans le lieu de destination figurent séparément, comme dans l'équation I, le coefficient associé à la variable du revenu dans le lieu d'origine peut être présumé saisir les effets des variations de revenu sur la capacité de financer un déménagement, considération qui ne joue aucun rôle dans la détermination de la taille du coefficient associé à la variable du revenu dans le lieu de destination.

7 En ce qui concerne le choix d'un dénominateur pour le membre gauche des équations I, II et III, voir Young (1975) et Vanderkamp (1976). Nous ne relancerons pas le débat, car le choix d'un dénominateur s'inscrit naturellement dans le contexte du modèle de migration que nous présenterons dans le prochain chapitre.

8 Comme nous l'avons mentionné à la note 12 du chapitre 1, l'Alberta affiche actuellement les taux d'immigration brute et d'émigration brute les plus élevés.

9 Nous avons aussi estimé les équations I à III à l'aide de FMP_{ij}/N_i, c'est-à-dire l'émigration totale en partance d'une province donnée divisée par la population totale de cette même province. *FMAC* représente le nombre de *familles* qui déménagent d'une province à l'autre (tel qu'indiqué par les transferts des comptes d'allocations familiales). Comme le note Courchene [(1970), p. 560], cela exclut les personnes célibataires et les couples mariés sans enfant, c'est-à-dire les groupes les plus mobiles. Il est impossible d'estimer les flux migratoires de ces deux groupes seulement, bien qu'il soit possible d'estimer les flux totaux, y compris les enfants; c'est cette variable que nous utilisons pour vérifier, du moins dans le premier cas, dans quelle mesure l'exclusion des célibataires et des couples sans enfant influe sur les conclusions qui se dégagent des équations I à III. L'appendice B présente une description détaillée de la méthodologie utilisée pour construire la variable FMP_{ij}.

Comme *FMP* (les mouvements migratoires interprovinciaux de *personnes*) est estimé et que *FMAC* est observé, il est évident que, par rapport à son propre univers, la première variable n'est sans doute pas aussi fiable que la seconde. De plus, il se peut que les familles ayant des enfants soient de meilleurs sujets pour une étude comme celle-ci qui s'intéresse généralement à des déterminants économiques des mouvements migratoires assez étroitement définis. Il est probable que les personnes seules déménagent pour des raisons qu'il est difficile de relier à des différences régionales d'ordre économique; ils peuvent, par exemple, déménager tout simplement par esprit d'aventure. Cela n'est évidemment que spéculation de notre part, mais si l'on considère les hypothèses nécessaires pour estimer *FMP*, il semble que la série *FMAC* ne soit pas de toute évidence inférieure à la série *FMP*.

Quoi qu'il en soit, les résultats fondés sur *FMP* ne devraient pas différer considérablement des résultats fondés sur *FMAC*. D'après les graphiques correspondant aux deux séries (que l'on retrouve dans le supplément « Données sur la migration inter-

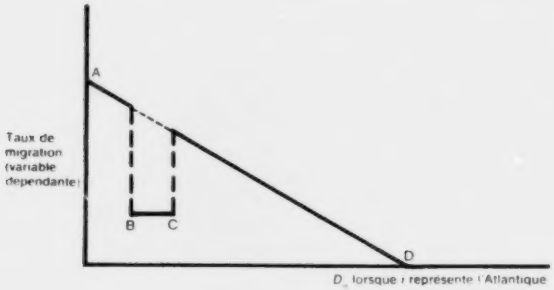
provinciale », publie séparément de cette étude), il est évident qu'il existe une forte corrélation, bien que celle-ci ne soit pas parfaite. Ainsi, le coefficient de corrélation simple entre les deux séries dans le cas de l'émigration en partance de l'Ontario est de 0,9902. Il est donc peu probable que *FMP* renferme des renseignements qui ne se retrouvent pas dans *FMAC*, sauf en ce qui concerne les ordres de grandeur. En fait, nous avons observé que les équations fondées sur *FMP* produisent des résultats pratiquement identiques à ceux que produisent les équations fondées sur *FMAC* et c'est pourquoi seuls les résultats fondés sur *FMAC* sont présentés dans le texte.

De plus, une comparaison de *FMAC* et *FMP* pour l'Ontario indique que les familles sont plus mobiles qu'une personne représentative de la population de l'Ontario. Cela semble inhabituel, compte tenu du fait que l'on pourrait s'attendre que les personnes seules soient plus mobiles que les familles, puisque les frais de déménagement seraient généralement plus faibles pour les personnes seules; il faut donc être prudent dans l'utilisation de la série *FMP*.

Voir aussi Termote et Fréchette (1979) pour une comparaison des séries *FMP* et *FMAC*.

10 Laber et Chase ont utilisé la médiane des gains courants des hommes plutôt que les gains courants moyens provenant d'un emploi. Inutile de dire que l'utilisation de la médiane ou de la moyenne du revenu courant de l'ensemble des individus pour représenter le revenu d'emploi permanent peut faire l'objet de critiques. Dans le prochain chapitre, nous présenterons une variable nettement meilleure pour représenter le revenu d'emploi permanent.

11 Dans le cas du Canada, toutefois, certains des coûts liés à la migration d'une province à une autre ne peuvent être saisis de façon adéquate par D_{ij} seulement. Les variables S_1 et S_2 représentent la perte ou le gain de revenu psychique associé au fait de se joindre (S_1) à la culture française du Québec ou de la quitter (S_2). S_1 permet que D_{ij} ait un effet non linéaire à titre de variable représentant les frais de déménagement lorsque i représente une province de la région de l'Atlantique : de façon générale, on s'attend qu'une augmentation de D_{ij} (c'est-à-dire des coûts associés à la migration) réduise les mouvements migratoires de la province i à la province j, comme le montre la courbe AD :



Cependant, lorsque i renvoie aux provinces de l'Atlantique, le coefficient associé à D_{ij} ne traduit pas correctement la pente de AD, car la section BC, qui représente le faible taux de migrations de la région de l'Atlantique au Québec (sauf dans le cas du Nouveau-Brunswick qui est traité par une définition plus appropriée de S_1) est généralement de beaucoup inférieure à AD, ce qui tendrait à biaiser notre estimation de la pente de AD, à moins que l'on utilise une variable auxiliaire S_1 comme variable explicative. S_2 devrait permettre de saisir la perte de revenu psychique que subit une personne francophone qui quitte le Québec pour s'installer dans un environnement culturel différent. Ce coût n'est sans doute pas directement relié à la distance parcourue et, partant, il est préférable d'utiliser une variable auxiliaire S_2 comme variable explicative.

12 Divers ouvrages portant sur les mouvements migratoires ont proposé d'autres façons de modéliser les anticipations relatives au revenu. Salvatore (1977) et Hart (1975), par exemple, recommandent l'utilisation de la formule habituelle des anticipations rationnelles dans laquelle le revenu d'emploi prévu peut être estimé à l'aide d'un modèle à retards échelonnés des valeurs courantes et passées du revenu d'emploi réel. Ils utilisent ensuite la méthode Koyck, ou une autre méthode de transformation, pour éliminer les retards, de sorte qu'il ne reste que le revenu courant et les valeurs retardées de la variable dépendante dans le membre droit de leurs équations d'estimation. Cette approche pose toutefois un problème : l'estimation est alors compliquée, surtout lorsqu'il s'agit d'échantillons composés de séries chronologiques et transversales, et l'on doit traiter la corrélation entre la variable dépendante retardée et le terme d'erreur, ainsi que l'autocorrélation en série du terme aléatoire introduite par la méthode Koyck (ou une autre transformation). Comme nous présenterons dans le prochain chapitre un modèle économétrique assez différent, qui est toutefois coûteux à estimer, il ne semble pas utile d'essayer cette option dans la présente étude.

13 Il s'agit essentiellement de la même variable que celle qui est utilisée par Gramlich (1976), bien que le contexte soit différent.

14 Voir Grant et Vanderkamp [(1976), appendice D] pour une comparaison de la base de données de la Commission de l'assurance-chômage et des données de l'Enquête sur la population active.

15 Le taux de remplacement du revenu prévu par la Loi (par opposition au taux réel) et le salaire hebdomadaire maximal auquel s'applique ce taux de remplacement ont varié au fil des ans, mais ils demeurent constants d'une province à l'autre. CCH Canadian Ltd. fournit un historique détaillé de la Loi sur l'assurance-chômage.

16 Notre exposé au sujet de la modélisation des anticipations de revenu a porté uniquement sur les risques associés à la recherche d'un emploi. Nous avons donc

présumé implicitement que tous les emplois dans une province donnée offrent le même salaire, ou que les prestations d'assurance-chômage sont les mêmes pour tous les bénéficiaires. En d'autres termes, nous avons présumé que les migrants potentiels ont une probabilité subjective bien définie de trouver un emploi à quelque moment que ce soit et cela a constitué jusqu'à maintenant la seule source de risques pour ces personnes.

Cette approche est intéressante du point de vue économétrique, car elle n'exige pas que les variations de tout revenu tiré d'un emploi ou des prestations d'assurance-chômage soient considérées comme une variable explicative indépendante. Par contre, cela signifie que tous les migrants ont un comportement neutre face au risque. Dans le cas contraire qui est généralement admis [Grant et Vanderkamp (1976), Rothenberg (1977)], au moins les variances du revenu d'emploi et des prestations d'assurance-chômage pour l'origine et la destination (et peut-être même leur covariance) devraient être incluses comme variables explicatives. Nous pourrions peut-être aussi inclure la variance du processus aléatoire qui génère les PE_{kt} [voir Todaro (1969), p. 142].

David (1974), par exemple, souligne l'importance de la dispersion des offres de salaire dans son modèle de migrations fondé sur la théorie de la recherche d'emploi. Dans ce modèle simultané de recherche d'emploi et de comportement migratoire, les personnes qui craignent les risques choisiraient de migrer vers le marché du travail dont la distribution de l'offre de salaire possède la variance la plus faible d'une part, mais seraient aussi repoussées par ce genre de marché d'autre part, puisqu'il n'est pas susceptible d'offrir la rémunération maximale.

Le problème de la modélisation de l'aversion à l'égard des risques, c'est que ni David ni les enquêtes effectuées à ce sujet par Miron (1978) et Rothenberg (1977) ne proposent des variables acceptables pour la variance des offres de rémunération dans la province d'origine et la province de destination. Quant à l'importance empirique de la dispersion des rémunérations dans une équation de migration, à notre connaissance, cela demeure une question empirique qui n'a pas encore été résolue.

Cette question restera à l'ordre du jour pour les recherches ultérieures, car nous pouvons simplement exprimer le souhait que la variance des offres de rémunération puisse être remplacée par des variables comme la croissance de l'emploi ou le taux de chômage, variables déjà ajoutées à la liste des variables explicatives, et souligner que la forme logarithmique des équations du tableau 2-1 correspond bien au concept de l'aversion à l'égard des risques.

17 Les équations I, III et V ont aussi été estimées à partir d'autres regroupements régionaux. Les auteurs peuvent fournir les résultats sur demande. N'oublions pas que les résultats initiaux de Courchene étaient fondés sur un regroupement de données portant sur toutes les provinces. Notre révision des données tirées du fichier des allocations familiales permet d'effectuer une ventilation assez poussée puisque notre série couvrant les années de 1951 à 1978 est beaucoup plus longue que celle de Courchene allant de 1952 à 1967.

18 On a mené un test F [Maddala (1977), pp. 322-323 et Chow (1960)] pour vérifier l'hypothèse selon laquelle tous les coefficients correspondants du tableau 2-3 seraient égaux dans les diverses provinces, en utilisant l'équation V du tableau 2-3 et du tableau 2-2. Le test est de nature plutôt approximative puisque ce ne sont pas toutes les variables muettes S_1, S_2 et S_3 qui figurent dans chacune des équations du tableau 2-3. La statistique F (16, 1872) prend la valeur 140,4, de sorte que l'hypothèse nulle doit de toute évidence être rejetée.

19 Gauthier a observé qu'environ 50 % des mouvements migratoires vers Terre-Neuve de 1971 à 1976 étaient des mouvements de retour.

20 Dans l'équation III de Courchene sur l'émigration en partance de la région de l'Atlantique, UI_i/YL_i, comme les autres variables budgétaires de Courchene, possède un coefficient significativement négatif.

21 Voir CCH Canadian Ltd. pour la loi en question. Nous reviendrons sur cette révision de la Loi sur l'assurance-chômage dans le chapitre suivant.

22 La présence de variables composées à l'aide de $T2$ n'influe pas sur les conclusions énoncées plus bas. Nous les avons intégrées afin de déterminer si l'incidence des variables budgétaires autres que l'assurance-chômage demeurait constante dans le temps. Cependant, les résultats obtenus en utilisant cette variable composée sont ambigus.

Chapitre 3

1 La variable η_k possède une distribution Weibull ou de valeurs extrêmes si $\text{prob}[\eta_k \leq \eta] = \exp[-e^{-(\eta + \alpha)}]$ où α est un paramètre.

2 Ce modèle est aussi qualifié de modèle d'utilité stricte, puisque les probabilités sont proportionnelles à leur « utilité stricte », e^{V_j}, le facteur de proportionnalité étant déterminé par la condition qu'une seule option soit retenue. McFadden [(1973), pp. 111-112] a démontré qu'une condition nécessaire et suffisante pour que le modèle d'utilité aléatoire de l'équation 3.4, ayant des variables η_k distribuées identiquement et indépendamment, donne le modèle d'utilité stricte de l'équation 3.5 est le fait que η_k possède une distribution Weibull.

3 Dans le cas binaire ($J = 2$), on obtient le modèle habituel par probit lorsque les variables η_k sont distribuées normalement et indépendamment.

4 Voir Grant et Vanderkamp [(1976), pp. 38 et 39] pour obtenir un exemple numérique simple. Cette propriété implique évidemment que toute augmentation d'un flux migratoire, par exemple de la région i à la région j considérant tous les flux de la région d'origine i, diminuera proportionnellement les flux de la région i vers toutes les autres destinations (y compris le choix

de demeurer au même endroit). Des raffinements récents du modèle des valeurs extrêmes généralisées [voir McFadden (1980) à ce sujet] permettent de relâcher cette hypothèse en utilisant des variables η_k non distribuées indépendamment. Nous n'utilisons pas ce modèle dans la présente étude.

5 Dans la catégorie des modèles Tiebout, les individus se déplacent de la région *i* à la région *j* jusqu'à ce que, pour le migrant marginal, l'utilité totale tirée de l'activité publique et privée soit égale d'une région à l'autre [voir, par exemple, Epple et Zelenitz (1981) ou Flatters, Henderson et Mieszkowski (1974)]. En d'autres termes, il y aura des mouvements migratoires jusqu'à ce que la somme des avantages privés nets prévus (les frais de déménagement ayant été déduits) plus le total des avantages publics nets prévus soit égale dans les régions *i* et *j*; les avantages publics nets (aussi appelés avantages financiers nets ou excédent financiers) étant définis comme la représentation de ce que le migrant est disposé à payer pour obtenir les services publics dispensés dans une région donnée moins ce qu'il paie effectivement en taxes. Le migrant marginal fonde sa décision sur les avantages totaux plutôt que sur les avantages marginaux, puisque la décision d'émigrer n'est pas divisible. Au sujet de cette condition d'équilibre, voir aussi Buchanan et Goetz (1972), Stiglitz (1977) et Usher (1977).

6 Au sujet du concept de l'équilibre de Lindahl, voir, par exemple, Boadway [(1979), chapitre 4] ou Head [(1974), chapitres 3 et 6]. La caractérisation de l'équilibre de Tiebout comme équilibre de Lindahl est analysée par Holcombe (1980).

7 Pour obtenir des détails sur la question, consulter notamment Oates (1969), Edel et Sclar (1974), Wales et Wiens (1974), Hamilton (1975, 1976, 1979), Pauly (1976), Meadows (1976), Rosen et Fullerton (1977), Cebula [(1979a), chapitres 9 et 10], Epple, Zelenitz et Visscher (1978), Epple (1980), Epple et Zelenitz (1981) et Starrett (1981).

Il ne semble pas y avoir de consensus au sujet de ce que la capitalisation des taxes (ou, de façon plus générale, des avantages financiers nets) dans les valeurs des propriétés indique à l'égard de l'efficacité du secteur public au niveau local. Oates soutient que l'existence d'une telle relation signifierait que le « vote avec les pieds » aurait entraîné une prestation efficace des biens publics locaux. Edel et Sclar (1974) soutiennent le contraire en affirmant que, dans un équilibre de Tiebout, les taux de taxation ne devraient pas être corrélés aux prix du logement. Epple, Zelenitz et Visscher (1978) concluent que l'une ou l'autre de ces opinions peut être valable selon les caractéristiques propres au modèle utilisé et Epple (1980) ajoute à cela que la capitalisation des taxes résulte tout simplement d'un comportement économique rationnel et que l'on ne peut rien en déduire en ce qui concerne l'efficacité du secteur public local.

Heureusement, nous n'avons pas à régler cette question, puisque nous nous intéressons principalement à l'estimation de l'importance de la relation entre les mouvements migratoires et la structure budgétaire, et non aux conséquences normatives de cette relation, si elle existe. Nous nous intéressons à ce qui se dit sur la capitalisation des taxes parce que nous désirons établir des équations d'estimation qui tiennent compte des modèles empiriques dont nous avons fait mention.

8 Richardson [(1979), p. 110] semble se référer à quelque chose du genre (qu'il qualifie d'effet de « fardeau ») comme à l'un des aspects du comportement dans un modèle Tiebout. Voir aussi Wheaton (1975).

9 Le traitement de *s* est aussi lié à la construction de Y_k, comme nous le verrons plus loin.

10 Winer (1981) a utilisé une hypothèse semblable.

11 Nous ne pourrons pas déterminer le paramètre relatif au caractère public des biens et services fournis par le gouvernement, mais cela ne pose aucun problème dans le présent contexte.

12 Nous allons aussi, dans une certaine mesure, ventiler les flux migratoires selon l'âge, la source de revenu, et d'autres caractéristiques, comme nous le verrons plus loin.

13 Nous pourrions ajouter les obligations provinciales/locales dans la région d'origine et dans la région de destination au membre droit de l'équation 3.14, par le biais de l'équation 3.9, et, par conséquent, ajouter une autre équation (pour les obligations) à l'équation 3.15, ainsi qu'un autre terme pour les obligations dans le membre droit de l'équation 3.16. Puisque nous entendons de toute manière substituer le membre droit de l'équation 3.15 dans l'équation 3.14, les variables relatives aux obligations s'annuleraient dans la forme réduite. Pour plus de détails sur la spécification de la contrainte budgétaire dans l'équation 3.16, y compris le caractère fongible de *GC*, voir Winer (1981).

14 D'autres provinces tirent aussi des recettes sur des ressources naturelles, notamment celles provenant de la production d'hydro-électricité, mais ces recettes n'ont pas augmenté aussi radicalement que les recettes gazières et pétrolières au cours de notre période d'échantillonnage, c'est-à-dire de 1968 à 1977.

15 Au sujet de la capitalisation, voir les textes mentionnés dans la note 7.

16 Ce genre de capitalisation n'éliminerait jamais entièrement l'incitation à émigrer d'une région à une autre. La capitalisation ne se réalisera que dans la mesure où l'offre de services de logements est inélastique. Cependant, la migration n'est possible que si l'offre de services de logements n'est pas parfaitement inélastique. (Dans le cas présent, la définition d'une unité de services de logements comprend la taille du logement, la hauteur de l'immeuble, le nombre de familles par unité résidentielle, et ainsi de suite.) Il convient aussi de souligner que la capitalisation ne s'explique peut-être pas uniquement par les différences régionales observées sur le plan des variables relevant du secteur public. Les mouvements migratoires favorisés par des différences au niveau du revenu d'emploi peuvent également faire monter les prix du logement et ce, en

fonction de la différence capitalisée des écarts de revenu. De plus, en principe, rien ne nous permet de s'attendre que la capitalisation des avantages financiers nets ne se traduise que dans le prix des logements. Cette capitalisation peut aussi se refléter dans le prix d'autres produits.

17 Voir l'appendice A pour obtenir la source de cet indice. Dans sa critique des recherches à l'égard de l'incidence des politiques publiques sur les mouvements migratoires, Cebula [(1979a), pp. 128-129] soutient que les différences sur le plan du coût de la vie ont été négligées sans raison.

18 Mentionnons que Renas a constaté que l'utilisation d'un terme distinct pour les différences de prix était plus valable que le dégonflement des variables dans ses équations sur les migrations entre les États américains.

19 Une matrice de mobilité pour une année donnée est une matrice dont les lignes sont définies par toutes les provinces d'origine possibles, dont les colonnes sont définies par toutes les provinces de destination possibles, et dont les éléments sont les flux d'émigration pour chacune des paires de provinces d'origine et de destination.

20 Noté *YD* dans Grant et Vanderkamp [(1976), pp. 45 et 46].

21 Les variables *YA* et *YS* comprennent le revenu provenant d'un emploi autonome.

22 Grant et Vanderkamp ont utilisé une moyenne pour l'ensemble des individus (personnes qui déménagent et personnes qui restent au même endroit) dans la province i au lieu de YS_i. En fait, ces deux moyennes sont très semblables puisque les taux d'émigration pour une région d'origine donnée (vers tous les points de destination possibles) sont généralement inférieurs à 5 % au cours d'une année.

Nous utilisons YS_i parce que, en principe, le revenu moyen des personnes qui déménagent n'est pas susceptible d'être pris en compte aussi correctement dans les renseignements que peut tenir un migrant potentiel dans la région d'origine comparativement au revenu moyen des personnes qui ne sont pas aussi mobiles.

23 Grant et Vanderkamp [(1976), pp. 45 et 46].

Chapitre 4

1 Consulter Cox (1970) ainsi que Pindyck et Rubinfeld [(1976), chapitre 8].

2 Consulter Theil [(1970), appendice G].

3 Il se peut que le terme d'erreur de l'équation 4.1 soit corrélé entre provinces de destination j et provinces d'origine i, du fait que des variables explicatives communes aient été omises du membre droit de l'équation 4.1, par exemple, les variables se rapportant à des événements économiques et politiques nationaux. Pour que l'estimation soit valable, il semble nécessaire d'adopter une technique de régression sans lien apparent, la technique SURE [voir Zellner (1962) et Zellner et Lee (1965)], et donc d'appliquer à l'équation 4.1 une série de $J \times (J - 1)$. Outre les problèmes d'ordre pratique qui rendent l'utilisation de cette méthode très coûteuse dans le cas actuel, Rao (1974) a démontré que l'estimation par la méthode SURE n'est pas plus efficace que la méthode des moindres carrés [après traitement de la matrice des variances-covariances non sphérique (équation 4.2)] lorsque la corrélation des termes d'erreur dans les équations découle de l'omission de variables communes.

4 Consulter Theil [(1970), p. 109].

5 Toutes ces variables sont des composantes de la contrainte budgétaire commune au gouvernement fédéral et à la banque centrale, mais il y a lieu de souligner qu'il n'existe aucun lien précis entre ces variables du fait que la contrainte budgétaire fédérale ne s'applique qu'à l'ensemble des provinces et que la nouvelle dette nette, le changement dans la base monétaire et la variation des réserves de devises étrangères soient d'importantes composantes de cette contrainte budgétaire qui n'apparaissent pas dans l'équation 4.5 puisque nous supposons qu'elles n'ont aucune incidence significative et directe sur la migration.

6 Il convient de rappeler ici l'analyse contenue dans le chapitre 3 au sujet de la tentative amorcée par Courchene pour dégager le rapport entre les paiements de transfert et la migration au moyen de la variable UI_i / YL_i relative à la province d'origine.

7 La Saskatchewan n'a pas été rattachée aux provinces de l'Alberta et de la Colombie-Britannique parce qu'elle reçoit des paiements de péréquation durant la période de référence, ce qui n'est pas le cas des deux autres provinces.

8 Rappelons que NRR_k est nul sauf lorsque k désigne la Saskatchewan, l'Alberta ou la Colombie-Britannique. Nous considérons donc que le coefficient de *NRR*, dans les échantillons englobant la migration à l'intérieur de la région de l'Atlantique, se rapporte uniquement à l'émigration des provinces de l'Atlantique vers l'Ouest.

9 Dans l'équation IX des tableaux 4-5 à 4-7, les coefficients de $\Delta E_j/L_j$, tel que prévu, sont positifs et significatifs et les coefficients de $\Delta E_i/L_i$ sont négatifs et significatifs sauf dans un cas. Toutefois, le coefficient de $U_j/\overline{U}$ est toujours positif et significatif. Ce fait peut être attribué à la simultanéité du chômage et de l'immigration, comme le suppose Greenwood (1975), même s'il va à l'encontre de notre thèse.

10 Dans l'équation VIII, le signe positif et statistiquement significatif de $UIDEX_i$ pour la catégorie *MR* peut résulter de l'absence des variables relatives à la croissance de l'emploi et au taux de chômage dans cette équation. En raison de l'absence de ces variables explicatives servant à désigner l'activité économique globale, il se peut que le coefficient de *UIDEX* saisisse l'effet des variations de l'activité globale sur la migration. (Rappelons que *UIDEX* dépend de MAX_k/MIN_k et que MAX_k augmente lorsqu'il y a accroissement du chômage

dans la province k par rapport à la moyenne nationale.)

11 La variable dichotomique S_2, dont la valeur est de 1 lorsque le Québec est la province d'origine, ne figure pas dans le tableau 4-12 puisque c'est là la seule province considérée. Il convient toutefois de souligner que la variable S_2 est toujours négative et fort significative lorsqu'elle apparaît dans une équation, sauf lorsqu'il s'agit de personnes à faible revenu qui émigrent en Ontario (voir le tableau 4-10). Il est clair que les facteurs économiques bien précis qui influent sur les mouvements migratoires et qui sont inclus dans les équations d'estimation ne font pas ressortir la préférence de résidence au Québec. Cette préférence peut expliquer en partie la faible incidence des variables budgétaires sur les mouvements migratoires se rapportant au Québec.

12 Signalons que les coefficients sont généralement plus élevés pour les catégories à revenu plus faible.

13 Il est intéressant de noter que le coefficient de $D(NRR/N)$ est négatif dans le tableau 4-16. Cela peut signifier que l'accroissement de *NRR* et de l'immigration dans les provinces de l'Ouest après 1970 a été assorti d'une augmentation du taux d'émigration de l'Ouest vers les autres régions du Canada.

14 L'exception importante est l'incidence des transferts (autres que l'assurance-chômage) aux particuliers qui, selon les résultats obtenus, semblent jouer un rôle non négligeable dans les décisions des personnes à revenu moyen ou élevé.

15 L'incidence des subventions inconditionnelles sur la migration de l'Ontario vers les autres régions canadiennes (y compris les provinces de l'Atlantique) constitue une exception d'importance.

16 Rappelons que la plupart des émigrants des provinces de l'Atlantique gagnent l'Ontario, tandis que la plupart des immigrants en Alberta et en Colombie-Britannique viennent de l'Ontario.

Chapitre 5

1 Les équations estimées à l'égard des chances de migrer des diverses régions canadiennes vers l'Alberta et la Colombie-Britannique n'englobent que deux destinations. Toutefois, le calcul au moyen de ces équations de la probabilité de migrer de Terre-Neuve en Alberta, par exemple, plutôt que la simple détermination des chances (rapport de probabilités) de migrer entre ces provinces suppose une connaissance des estimations des chances de migrer dans les neuf provinces, par opposition aux chances de rester à Terre-Neuve. Nous avons donc supposé que les chances de migrer de Terre-Neuve en Ontario, par exemple, peuvent être estimées au moyen des coefficients des équations relatives aux chances de migrer des autres provinces du Canada vers l'Alberta et la Colombie-Britannique.

2 Étant donné que les coefficients de *UIDEX* associés aux indices de générosité de l'assurance-chômage pour les provinces d'origine et de destination sont presque égaux dans l'équation VIII du tableau 4-2, le résultat dépend de l'accroissement relatif de cet indice (*UIDEX*) dans les Maritimes, entre 1971 et 1977, par rapport à la variation du même indice en Ontario.

3 L'exception est la diminution minime du taux d'émigration de Terre-Neuve en Ontario (2,7 %) dans le tableau 5-2.

4 Rappelons que, par définition, les variations du revenu d'emploi anticipé Y_k traduisent les variations des possibilités d'emploi et des taux salariaux.

5 Si nous considérons les tableaux 5-1 à 5-6 de façon distincte, il est évident que les diverses composantes de la structure budgétaire ont, en général, une plus grande incidence quantitative sur les personnes démunies que sur les personnes nanties et ce, quelle que soit la province d'origine.

Chapitre 6

1 À ce sujet, l'étude de Foot et Milne (1981) est utile parce qu'elle s'insère dans un contexte de modération interrégionale permettant d'effectuer des tests statistiques bien définis de la variation régionale des facteurs qui interviennent dans la migration.

2 Nous utilisons l'expression « dans l'ensemble » parce que nous avons constaté que le programme d'assurance-chômage favorise significativement l'émigration, peut-être par un accroissement de la valeur actuelle de la recherche d'un emploi dans des régions caractérisées par des taux de salaire et de chômage élevés comme la Colombie-Britannique. Rappelons que, dans le chapitre 5, l'assurance-chômage avait surtout un effet de dissuasion dans le cas de l'émigration des provinces de l'Atlantique tandis qu'elle avait un effet d'incitation dans le cas de la migration des provinces centrales du Canada vers l'Alberta et (surtout) la Colombie-Britannique. La simulation révélait aussi que l'assurance-chômage stimule les mouvements migratoires à l'intérieur de la région de l'Atlantique.

3 Certains travaux ont déjà été effectués dans ce domaine. Consulter, notamment, Boadway et Flatters (1981a) ainsi que Jenkins et Kuo (1978).

Appendice B

1 Tiré de Statistique Canada, nº 91-208, publication annuelle.

2 Certaines données pour les années civiles antérieures à 1979 sont disponibles de la banque de données CANSIM, mais elles n'indiquent que le total des entrées et des sorties, ainsi que la migration nette pour chaque province, plutôt que l'ensemble complet des flux bruts dont il est question ici. Depuis 1979, Statistique Canada a publié une série complète de données sur les flux migratoires bruts, fondée sur l'année civile, qui peuvent servir à la mise à jour des données présentées dans le supplément à cette étude.

3 La méthode a été mise au point par Kasahara (1963) et Statistique Canada l'a plus tard modifiée pour tenir compte du fait que le nombre moyen d'enfants des familles migrantes et non migrantes pourrait être différent.

4 Les valeurs de $FMAC_{i,j}$ et $\bar{X}_i$ proviennent de Santé et Bien-être social Canada, et celles de c_i et F_i de Statistique Canada, nº 91-208. Les valeurs de P_i^g et P_i^a ont été fournies par la Division de la démographie de Statistique Canada.

APPENDICE C

1 Nous tenons à remercier aussi Manohar Surkund, du Conseil économique, qui a effectué une bonne partie du travail informatique. Néanmoins, toute erreur dans l'établissement et l'utilisation des données demeure l'entière responsabilité des auteurs.

2 Pour l'identification des migrants interprovinciaux et des sédentaires, nous n'avons pu utiliser que les déclarations d'impôt des particuliers comprises dans notre échantillon pendant au moins deux années consécutives. Nous avons donc éliminé également les autres déclarations.

Liste des tableaux et graphiques

Tableaux

1-1 Migrations interprovinciales nettes, données quinquennales, 1951-1980 11

1-2 Recettes fiscales provinciales indirectes sur les ressources naturelles, par habitant et par province, 1968-1977 12

1-3 Paiements de transfert fédéraux aux particuliers, incluant l'assurance-chômage, par habitant, et en proportion du revenu du travail, par province, années diverses, 1952-1977 12

1-4 Transferts inconditionnels du gouvernement fédéral aux provinces, par habitant et par province, années diverses, 1952-1977 13

2-1 Équations d'estimation présentées au chapitre 2 16

2-2 Équations d'estimation relatives à l'émigration pour l'ensemble des provinces (sauf l'Île-du-Prince-Édouard), 1951-1978 19

2-3 Équation d'estimation V relative à l'émigration et à l'immigration dans chacune des provinces (sauf l'Île-du-Prince-Édouard), 1951-1978 24

2-4 Équations d'estimation relatives à l'émigration de la région de l'Atlantique, 1951-1978 26

4-1 Équations d'estimation présentées au chapitre 4 51

4-2 Équations d'estimation relatives à l'émigration des provinces de l'Atlantique, abstraction faite des migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977 53

4-3 Équations d'estimation relatives à l'émigration des provinces de l'Atlantique, y compris les migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977 54

4-4 Équations d'estimation relatives à l'émigration des provinces de l'Atlantique, y compris les migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, cinq catégories de revenu, 1968-1977 55

4-5 Équations d'estimation relatives aux migrations en partance des autres provinces vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, abstraction faite des migrations intra-régionales, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977 58

4-6 Équations d'estimation relatives à la migration vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, y compris les migrations intra-régionales, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977 59

4-7 Équations d'estimation relatives aux migrations en partance des autres provinces vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, abstraction faite des migrations intra-régionales, cinq catégories de revenu, 1968-1977 60

4-8 Équations d'estimation sous l'hypothèse d'un processus autorégressif du premier ordre, émigration des provinces de l'Atlantique, y compris les migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, et migrations en partance des autres provinces vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, abstraction faite des migrations intra-régionales, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977 62

4-9 Équations d'estimation relatives à l'émigration de l'Ontario, pour toutes les catégories de revenu, 1968-1977 64

4-10 Équations d'estimation relatives aux migrations en partance des autres provinces vers l'Ontario, pour toutes les catégories de revenu, 1968-1977 65

4-11 Équations d'estimation relatives à l'émigration du Manitoba et de la Saskatchewan et à l'immigration vers ces deux provinces, y compris les migrations intra-régionales, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977 66

4-12 Équations d'estimation relatives à l'émigration du Québec et à l'immigration des autres provinces vers le Québec, pour les catégories de revenu *PNTP* et *MR*, 1968-1977 67

4-13 Résumé des résultats relatifs à l'incidence de la structure budgétaire sur l'émigration des provinces de l'Atlantique et sur l'immigration en Alberta et en Colombie-Britannique, 1968-1977 68

4-14 Résumé des résultats relatifs à l'incidence de la structure budgétaire sur les migrations interprovinciales, Canada, 1968-1977 69

4-15 Équations d'estimation relatives à l'immigration vers les provinces de l'Atlantique, y compris les migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour toutes les catégories de revenu, 1968-1977 70

4-16 Équations d'estimation relatives à l'émigration de l'Alberta et de la Colombie-Britannique, abstraction faite des migrations intra-régionales, pour toutes les catégories de revenu, 1968-1977 71

5-1 L'incidence de divers changements dans la structure budgétaire sur les taux d'émigration des provinces de l'Atlantique, abstraction faite des migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour la catégorie de revenu *PNTP*, 1968-1977 76

5-2 L'incidence de divers changements dans la structure budgétaire sur les taux d'émigration des provinces de l'Atlantique, y compris les migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour la catégorie de revenu *PNTP*, 1968-1977 77

5-3 L'incidence de divers changements dans la structure budgétaire sur les taux d'émigration des provinces de l'Atlantique, abstraction faite des migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour la catégorie de revenu *MR*, 1968-1977 77
5-4 L'incidence de divers changements dans la structure budgétaire sur les taux d'émigration des provinces de l'Atlantique, y compris les migrations effectuées à l'intérieur de ces provinces, pour la catégorie de revenu *MR*, 1968-1977 78
5-5 L'incidence de divers changements dans la structure budgétaire sur les taux d'émigration vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, pour la catégorie de revenu *PNTP*, 1968-1977 80
5-6 L'incidence de divers changements dans la structure budgétaire sur les taux d'émigration vers l'Alberta et la Colombie-Britannique, pour la catégorie de revenu *MR*, 1968-1977 80

Graphiques

1-1 Taux d'entrée et de sortie brutes des comptes d'allocations familiales, Nouveau-Brunswick, 1950-1978 9
1-2 Taux d'entrée et de sortie brutes des comptes d'allocations familiales, Ontario, 1950-1978 10
1-3 Taux d'entrée et de sortie brutes des comptes d'allocations familiales, Alberta, 1950-1978 11

Bibliographie

ANDERSON, Isabel B., *Migration à l'intérieur du Canada, 1921-1961*, Conseil économique du Canada, Étude nº 13, Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1966.

ARMSTRONG, Harvey et Jim TAYLOR, *Regional Economic Policy*, Oxford, Phillip Allan, 1978.

BECKER, Gary, « Investment in Human Capital: A Theoretical Approach », *Journal of Political Economy*, vol. 70, 1962, pp. 9-49.

BÉLANGER, Gérard, « Should Fiscal Harmonization Be Imposed? », Québec, Université Laval, 1981, document reprographié.

BERGSTROM, T. C. et R. P. GOODMAN, « Private Demands for Public Goods », *American Economic Review*, vol. 63, 1973, pp. 280-296.

BERKSON, J., « Application of the Logistic Function to Bio-Assay », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 39, 1944, pp. 357-365.

———, « A Statistically Precise and Relatively Simple Method of Estimating the Bio Assay with Quantal Response, Based on the Logistic Function », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 50, 1953, pp. 130-161.

BIRD, Richard M., « Expenditure Policies and Regional Development », document préparé pour l'International Seminar on Public Economies, Toledo (Espagne), septembre 1979.

BOADWAY, Robin W., *Public Sector Economics*, Cambridge (Mass.), Winthrop, 1979.

———, *Intergovernmental Transfers in Canada*, Toronto, Association canadienne d'études fiscales, 1980.

——— et A. G. GREEN, « The Economic Implications of Migration to Newfoundland », Conseil économique du Canada, coll. « Documents », nº 189, Ottawa, 1981.

——— et Frank FLATTERS (1981a), « The Efficiency Basis for Regional Employment Policy », *Revue canadienne d'économique*, vol. 14, 1981, pp. 58-77.

——— et Frank FLATTERS (1981b), « The Case for Equalization Payments », document présenté aux réunions de l'Association canadienne d'économique, Halifax, mai 1981.

——— et Frank FLATTERS, *Une analyse économique de la péréquation*, Conseil économique du Canada, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1982.

BORCHERDING, T. et R. T. DEACON, « The Demand for Services of Non-Federal Governments », *American Economic Review*, vol. 62, 1972, pp. 891-901.

BRADFORD, D. F. et H. H. KELEJIAN, « An Econometric Model of the Flight to the Suburbs », *Journal of Political Economy*, vol. 81, 1973, pp. 566-589.

BRENNAN, Geoffrey et James M. BUCHANAN, *The Power to Tax*, New Rochelle (N.Y), Cambridge University Press, 1980.

BRETON, Albert, « A Theory of Government Grants », *Revue canadienne d'économique et de science politique*, vol. 31, 1965, pp. 175-187.

———, « Public Goods and the Stability of Federalism », *Kyklos*, vol. 23, 1970, pp. 882-902.

——— et Anthony SCOTT, *The Economic Constitution of Federal States*, Toronto, University of Toronto Press, 1978.

BUCHANAN, James M., « Federalism and Fiscal Equity », *American Economic Review*, vol. 40, septembre 1950.

——— et R. WAGNER, « An Efficiency Basis for Federal Fiscal Equalization », dans *The Analysis of Public Output*, Julius Margolis (éd.), New York, National Bureau of Economic Research, 1970, pp. 139-158.

——— et Charles J. GOETZ, « Efficiency Limits of Fiscal Mobility: An Assessment of the Tiebout Model », *Journal of Public Economics*, vol. 1, 1972, pp. 25-43.

BUCKLEY, Kenneth, « Historical Estimates of Internal Migration in Canada », dans *Conference in Statistics, 1960, Queen's University, Kingston, Canada: Papers*, E. F. Beach et J. C. Weldon (éds.), Association canadienne de science politique, Toronto, University of Toronto Press, 1962, pp. 1-37.

CANADA, COMMISSION ROYALE SUR LES RELATIONS ENTRE LE DOMINION ET LES PROVINCES, *Rapport de la Commission royale sur les relations entre le Dominion et les provinces*, 3 volumes, Ottawa, Imprimeur du Roi, 1940.

CANADA, GOUVERNEMENT DU, *Projet de résolution concernant la Constitution du Canada*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1980.

CANADA, STATISTIQUE CANADA, *Les migrations internationales et interprovinciales au Canada*, nº 91-208, publication annuelle.

CATSAMBAS, Thomas, *Regional Impacts of Federal Fiscal Policy: Theory and Estimation of Economic Incidence*, Toronto, Lexington Books, 1978.

CCH CANADIAN LIMITED, *Canadian Unemployment Insurance Legislation*, Don Mills, CCH, années diverses.

CEBULA, Richard J. (1979a), *The Determinants of Human Migration*, Toronto, Lexington Books, 1979.

——— (1979b), « A Survey of the Literature on the Migration-Impact of State and Local Government Policies », *Finances publiques*, vol. 24, 1979, pp. 69-84.

———, « Voting with One's Feet: A Critique of the Evidence », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 10, 1980, pp. 91-107.

CHOW, Gregory C., « Tests of Equality between Subsets of Coefficients in Two Linear Regressions », *Econometrica*, vol. 28, 1960, pp. 591-605.

COURCHENE, Thomas J., « Interprovincial Migration and Economic Adjustment », *Revue canadienne d'économique*, vol. 3, 1970, pp. 550-576.

———, *Migration, Income, and Employment in Canada, 1965-68*, Montréal, Institut de recherche C. D. Howe, 1974.

——— (1978a), « Economics and Federalism », *Royal Society of Canada, Transactions, 4th Series*, vol. 16, 1978, pp. 71-87.

——— (1978b), « The Transfer System and Regional Disparities: A Critique of the Status Quo », dans *Canadian Federation at the Crossroads: The Search for a Federal-Provincial Balance*, Michael Walker (éd.), Vancouver, The Fraser Institute, 1978, pp. 145-186.

——— et J. R. MELVIN, « Energy Revenue: Consequences for the Rest of Canada », *Analyse de politiques*, vol. 6, 1980, supplément, pp. 192-204.

COUSINEAU, Jean-Michel, « La mobilité interprovinciale de la main-d'œuvre au Canada : le cas de l'Ontario, de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick », *L'Actualité économique*, vol. 55, 1979, pp. 501-515.

COX, D. R., *Analysis of Binary Data*, New York, Methuen, 1970.

DAVID, P. A., « Fortune, Risk and the Microeconomics of Migration », dans *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz*, Paul A. David et Melvin W. Reder (éds.), New York, Academic Press, 1974, pp. 21-88.

DENTON, Frank T., *Analyse des différences interrégionales dans l'utilisation de la main-d'œuvre et le revenu gagné*, Conseil économique du Canada, Étude nº 15, Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1966.

DOMENCICH, Thomas A. et Daniel MCFADDEN, *Urban Travel Demand*, New York, North-Holland, 1975.

EDEL, Matthew et Elliot SCLAR, « Taxes, Spending and Property Values: Supply Adjustment in a Tiebout-Oates Model », *Journal of Political Economy*, vol. 82, 1974, pp. 941-954.

ELLISON, Richard, « Fiscal Impacts on Intrametropolitan Residential Location: Further Insights on the Tiebout Hypothesis », *Finances publiques, trimestriel*, vol. 8, 1980, pp. 192-204.

EPPLE, Dennis, « What Do Tests of Tax Capitalization Test? », Université Carnegie-Mellon, Graduate School of Industrial Administration, Working Paper, Pittsburg, août 1980.

——— et Allan ZELENITZ, « The Implications of Competition Among Jurisdictions: Does Tiebout Need Politics? », *Journal of Political Economy*, vol. 89, 1981, pp. 1197-1217.

———, Allan ZELENITZ et Michael VISSCHER, « A Search for Testable Implications of the Tiebout Hypothesis », *Journal of Political Economy*, vol. 86, 1978, pp. 405-426.

FLATTERS, Frank, J. Vernon HENDERSON et Peter M. MIESZKOWSKI, « Public Goods, Efficiency and Regional Fiscal Equalization », *Journal of Public Economics*, vol. 3, 1974, pp. 99-112.

FOOT, David A. et William J. MILNE, « Public Policy and Interprovincial Migration in Canada: An Econometric Analysis », document présenté aux réunions de l'Association canadienne d'économique, Halifax, mai 1981.

GAINER, W. D. et T. L. POWRIE, « Public Revenue from Canadian Crude Petroleum Production », *Analyse de politiques*, vol. 1, 1975, pp. 1-12.

GAUTHIER, Denis, (1980a), « On the Choice of an Index of Generosity of the Unemployment Insurance System », note de service, Conseil économique du Canada, Ottawa, le 6 février 1980.

——— (1980b), « Some Economic Aspects of Internal Migration: Newfoundland's Case », Conseil économique du Canada, coll. « Documents », nº 178, octobre 1980.

GEORGE, M. V., *Internal Migration in Canada: Demographic Analysis*, Bureau de la statistique, Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1970.

GILLESPIE, W. I., *The Redistribution of Income in Canada*, Carleton Library Series No. 124, Agincourt (Ont.), Gage Publishing, 1980.

GOLLADAY, F. et R. HAVEMAN, *The Economic Impacts of Tax-Transfer Policy: Regional and Distributional Effects*, New York, Academic Press, 1977.

GRAHAM, John F., *Fiscal Adjustment and Economic Development: A Case Study of Nova Scotia*, Toronto, University of Toronto Press, 1963.

———, « Fiscal Adjustment in a Federal Country », dans *Inter-Government Fiscal Relationships*, par John F. Graham, A. W. Johnson et J. M. Andrews, Étude nº 40, Toronto, Association canadienne d'études fiscales, 1964.

GRAMLICH, Edward M., « Impact of Minimum Wages on Other Wages, Employment and Family Incomes », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976, pp. 409-451.

GRANT, E. Kenneth et John VANDERKAMP, *Les causes et les effets économiques des migrations au Canada, 1965-*

1971, Conseil économique du Canada, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1976.

——— et John VANDERKAMP, « The Effects of Migration on Income: A Micro Study with Canadian Data, 1965-71 », *Canadian Journal of Economics*, vol. 13, 1980, pp. 381-406.

GRAVES, Philip E. et Peter D. LINNEMAN, « Household Migration: Theoretical and Empirical Results », *Journal of Urban Economics*, vol. 6, 1979, pp. 383-404.

GREENWOOD, M. J., « Research on Internal Migration in the United States: A Survey », *Journal of Economic Literature*, vol. 2, 1975, pp. 397-433.

HABERMAN, Shelby, *Analysis of Qualitative Data, Vol. 2: New Developments*, New York, Academic Press, 1979.

HAMILTON, Bruce W., « Property Taxes and the Tiebout Hypothesis: Some Empirical Evidence », dans *Fiscal Zoning and Land Use Controls*, E. S. Mills et W. E. Oates (éds.), Toronto, Lexington Books, 1975.

———, « The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: A Theoretical Comment », *Journal of Political Economy*, vol. 84, 1976, pp. 647-650.

———, « Capitalization and the Regressivity of the Property Tax: Empirical Evidence », *National Tax Journal*, vol. 32, supplément, 1979, pp. 169-180.

HARRIS, J. R. et M. P. TODARO, « Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis », *American Economic Review*, vol. 60, 1970, pp. 126-142.

HART, R. A., « Interregional Economic Migration: Some Theoretical Considerations (Part II) », *Journal of Political Science*, vol. 15, 1975, pp. 289-305.

HARTLE, D. G., « Federal-Provincial Relations and Energy », dans *Energy Policies for the 1980s: An Economic Analysis, Vol. 2*, Ontario Economic Council, Special Research Report, Toronto, Ontario Economic Council, 1980, pp. 89-166.

HAURIN, Donald R., « The Regional Distribution of Population, Migration and Climate », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 95, 1980, pp. 293-308.

HEAD, J. G., *Public Goods and Public Welfare*, Durham (N.C.), Duke University Press, 1974.

HELLIWELL, John F. et Anthony SCOTT, *Canada in Fiscal Crisis: Resources and the West*, Vancouver, Pemberton Securities, 1981.

HICKS, John, *The Theory of Wages*, London, Macmillan, 1932.

HIRSCHMAN, Albert O., *Exit, Voice and Loyalty: Responses to Decline in Firms, Organizations, and States*, Cambridge (Mass.), Harvard University Press, 1970.

HOLCOMBE, Randall G., « Concepts of Public-Sector Equilibrium », *National Tax Journal*, vol. 33, 1980, pp. 77-88.

HOLLAND, Stuart, *Capital Versus the Regions*, New York, St. Martin's Press, 1976.

JENKINS, Glenn P. et Chum-Yan KUO, « On Measuring the Social Opportunity Cost of Permanent and Temporary Employment », *Canadian Journal of Economics*, vol. 2, 1978, pp. 220-239.

KAPSALIS, Constantine, « Block-Funding and Provincial Spending on Social Programs », Conseil économique du Canada, coll. « Documents », nº 210, Ottawa, 1982.

KASAHARA, Yoshiko, « The Flow of Migration among the Provinces in Canada, 1951-1961 », dans *Conference on Statistics, Sir George Williams University, Montreal, 1961: Papers*, Wm. C. Hood et John A. Sawyer (éds.), Association canadienne de science politique, Toronto, University of Toronto Press, 1963.

KMENTA, Jan, *Elements of Econometrics*, New York, Macmillan, 1971.

KRESGE, D. T. et D. A. SEIVER, « Planning for a Resource-Rich Region: The Case of Alaska », *American Economic Review*, vol. 68, 1978, pp. 99-104.

LABER, Gene et Richard X. CHASE, « Interprovincial Migration in Canada as a Human Capital Decision », *Journal of Political Economy*, vol. 79, 1971, pp. 795-804.

LITHWICK, N. H., « Internal Migration: The Role of Spatial Variables », Université Carleton, Economic Paper No. 79-09, Ottawa, 1979.

LYNN, James H., *Federal-Provincial Fiscal Relations*, Commission royale d'enquête sur la fiscalité, Étude nº 23, Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1964.

MACEROLLO, Chris, « A Choice Model of Interprovincial Migration », Guelph (Ont.), Université de Guelph, 1980, document reprographié.

MADDALA, G. S, *Econometrics*, New York, McGraw-Hill, 1977.

MATTHEWS, Ralph, « Two Alternative Explanations of the Problem of Regional Dependency in Canada », *Analyse de politiques*, vol. 7, 1981, pp. 268-283.

MCCLURE, Charles, « Commodity Tax Incidence in Open Economies », *National Tax Journal*, vol. 17, 1964, pp. 187-204.

———, « Tax Exporting in the United States: Estimates for 1962 », *National Tax Journal*, vol. 20, 1967, pp. 49-77.

MCFADDEN, Daniel, « Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour », dans *Frontiers in Econometrics*, P. Zarembka (éd.), New York, Academic Press, 1973, pp. 105-142.

———, « The Measurement of Urban Travel Demand », *Journal of Public Economics*, vol. 3, 1974, pp. 303-328.

———, « Quantal Choice: A Survey », *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5, 1976, pp. 363-390.

———, « Econometric Models for Probabilistic Choice Among Products », *Journal of Business*, vol. 53, supplément, 1980, pp. S13-S30.

MCGUIRE, Martin, « A Method for Estimating the Effect of a Subsidy on the Receiver's Resource Constraint: With Application to U.S. Local Governments, 1964-1971 », *Journal of Public Economics*, vol. 10, 1978, pp. 25-44.

McMILLAN, M. L. et K. H. NORRIE, « Province-Building vs. A Rentier Society », *Analyse de politiques*, vol. 6, supplément, 1980, pp. 213-220.

MEADOWS, George R., « Taxes, Spending and Property Values: A Comment and Further Results », *Journal of Political Economy*, vol. 84, 1976, pp. 869-880.

MIGUE, Jean-Luc, « Control Versus Subsidies in the Economic Theory of Regulation », *Journal of Law and Economics*, vol. 20, 1977, pp. 213-221.

MILLS, Kathleen, « Fiscally-Induced Migration in Canada », Edmonton, Université de l'Alberta, novembre 1980, document reprographié.

MIRON, J. R., « Job-Search Perspectives on Migration Behaviour », *Environment and Planning A*, vol. 10, 1978, pp. 519-535.

MOSS, W. G., « A Note on Individual Choice Models of Migration », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 9, 1979, pp. 333-343.

MUSGRAVE, Richard A., « Approaches to a Fiscal Theory of Political Federalism », dans *Public Finances: Needs, Sources and Utilization*, James M. Buchanan (éd.), National Bureau of Economic Research, Princeton (N.J.), Princeton University Press, 1961.

MYRDAL, Gunnar, *Economic Theory and Underdeveloped Regions*, New York, Methuen, 1957.

OATES, Wallace E., « The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis », *Journal of Political Economy*, vol. 77, 1969, pp. 957-971.

OUM, T. H., « A Warning on the Use of Linear Logit Models in Transport Mode Choice Studies », *Bell Journal of Economics*, vol. 10, 1979, pp. 374-388.

PAULY, Mark V., « A Model of Local Government Expenditure and Tax Capitalization », *Journal of Public Economics*, vol. 6, 1976, pp. 231-242.

PERREAULT, Jeannine et Ronald RABY, « Développements récents observés dans les migrations interprovinciales au Canada et scénarios possibles pour les années quatre-vingts », Statistique Canada, Ottawa, 1980, document inédit.

PHARES, Donald, *Who Pays State and Local Taxes?*, Cambridge (Mass.), Oelgeschlager, Gunn and Hain Publishers, 1980.

PINDYCK, Robert S. et Daniel L. RUBINFELD, *Econometric Models and Economic Forecasts*, New York, McGraw-Hill, 1976.

RAO, Potluri, « Specification Bias in Seemingly Unrelated Regressions », dans *Econometrics and Economic Theory: Essays in Honour of Jan Tinbergen*, W. Sellekaerts (éd.), White Plains (N.Y.), International Arts and Sciences Press, 1974, pp. 101-114.

REA, Samuel A., Jr., « Unemployment Insurance and Labour Supply: A Simulation of the 1971 Unemployment Insurance Act », *Canadian Journal of Economics*, vol. 10, 1977, pp. 263-278.

RENAS, S. M., « An Empirical Note on the Tiebout-Tullock Hypothesis: Comment », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 94, 1980, pp. 619-623.

RESCHOVSKY, Andrew, « Residential Choice and the Local Public Sector: An Alternative Test of the 'Tiebout Hypothesis' », *Journal of Urban Economics*, vol. 6, 1979, pp. 501-520.

RICHARDSON, Harry W., *Regional Economics*, Champaign (Ill.), University of Illinois Press, 1979.

RIDDELL, Craig N., « Unanticipated Inflation and Unemployment in Canada, Ontario and Newfoundland », Conseil économique du Canada, coll. « Documents », nº 182, Ottawa, 1980.

ROBINSON, C. et N. TOMES, « Self-Selection and Interprovincial Migration in Canada », Université Western, Research Report 8019, London (Ont.), octobre 1980.

ROSEN, H. S. et D. J. FULLERTON, « A Note on Local Tax Rates, Public Benefit Levels and Property Values », *Journal of Political Economy*, vol. 85, 1977, pp. 433-440.

ROTHENBERG, Jerome, « On the Microeconomics of Internal Migration », dans *Internal Migration: A Comparative Perspective*, Alan A. Brown et Egor Neuberger (éds.), New York, Academic Press, 1977.

SALVATORE, D., « The Operation of the Market Mechanism and Regional Inequality », *Kyklos*, vol. 25, 1972, pp. 518-536.

———, « An Econometric Analysis of Internal Migration in Italy », *Journal of Regional Science*, vol. 17, 1977, pp. 395-408.

SAMUELSON, P. A., « The Pure Theory of Public Expenditure », *Review of Economics and Statistics*, vol. 46, 1954, pp. 387-389.

SCARFE, B. L. et T. L. POWRIE, « The Optimal Savings Question: An Alberta Perspective », *Analyse de politiques*, vol. 6, 1980, supplément, pp. 166-176.

SCHULTZ, T. W., « Investment in Human Capital », *American Economic Review*, vol. 51, 1961, pp. 1-17.

SCHWARTZ, Aba, « Migration, Age and Education », *Journal of Political Economy*, vol. 84, 1976, pp. 701-720.

SCOTT, Anthony, « Federal Grants and Resource Allocation » (et « Reply » par J. M. Buchanan), *Journal of Political Economy*, vol. 60, 1952, pp. 534-538.

———, « The Economic Goals of Federal Finance », *Public Finance*, vol. 19, 1964, pp. 241-288.

———, « Central Government Claims to Mineral Revenues », Australian National University, Centre for Research on Federal Financial Relations, Occasional Paper No. 8, Canberra, 1978.

———, « Comments », *Analyse de politiques*, vol. 6, 1980, supplément, pp. 206-210.

SIMMONS, James W., « Changing Migration Patterns in Canada: 1966-1971 to 1971-1976 », *Revue canadienne de sciences régionales*, vol. 3, 1980, pp. 139-162.

——— et L. S. BOURNE, « Canadian Settlement Trends: An Examination of the Spectral Pattern of Growth, 1971-76 », Université de Toronto, Centre for Urban and Community Studies, Rapport nº 15, Toronto, mars 1979.

SJAASTAD, L. A., « The Costs and Returns of Human Migration », *Journal of Political Economy*, vol. 70, 1962, pp. 80-93.

SLACK, Enid, « Local Fiscal Response to Intergovernmental Transfers », *Review of Economics and Statistics*, vol. 62, 1980, pp. 364-370.

STARRETT, Ross, « Land Value Capitalization in Local Public Finance », *Journal of Political Economy*, vol. 89, 1981, pp. 306-327.

STIGLITZ, J. E., « The Theory of Local Public Goods », dans *Economics of Public Services: Proceedings*, M. S. Feldstein et R. P. Inman (éds.), International Economic Association, Turin, New York, Halsted Press, 1977.

STONE, Leroy O., *Migration in Canada: Some Regional Aspects*, Bureau fédéral de la statistique, Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1969.

———, *Occupational Composition of Canadian Migration*, Statistique Canada, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, 1979.

——— et Claude MARCEAU, *Canadian Population Trends and Public Policy through the 1980's*, Institut de recherches politiques, Montréal, McGill-Queen's University Press, 1977.

STOPHER, Peter R. et Arnim H. MEYBURG, *Behavioral Travel Demand Models*, Toronto, Lexington Books, 1976.

TERMOTE, Marc G., *Migration and Settlement: Canada*, Vienna (Austria), International Institute for Applied Systems Analysis, 1980.

——— et R. FRÉCHETTE, « The Variations in the Interprovincial Migration Flow, 1951-1977 », Affaires urbaines Canada, Ottawa, 1979.

THEIL, Henri, « A Multinomial Extension of the Linear Logit Model », *International Economic Review*, vol. 10, 1969, pp. 251-259.

———, « On the Estimation of Relationships Involving Qualitative Variables », *American Journal of Sociology*, vol. 76, 1970, pp. 103-154.

———, *Principles of Econometrics*, New York, Wiley, 1971.

TIEBOUT, C. M., « A Pure Theory of Local Expenditures », *Journal of Political Economy*, vol. 64, 1956, pp. 416-424.

———, « An Economic Theory of Fiscal Decentralization », dans *Public Finances: Needs, Sources and Utilization*, James M. Buchanan (éd.), National Bureau of Economic Research, Princeton (N.J.), Princeton University Press, 1961.

TODARO, Michael P., « A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries », *American Economic Review*, vol. 59, 1969, pp. 138-148.

———, *Economic Development in the Third World*, New York, Longman, 1977.

TULLOCK, G., « Public Decisions as Public Goods », *Journal of Political Economy*, vol. 79, 1971, pp. 913-918.

USHER, Dan, « Public Property and the Effects of Migration Upon Other Residents of the Migrants' Countries of Origin and Destination », *Journal of Political Economy*, vol. 85, 1977, pp. 1001-1020.

———, « How Should the Redistributive Power of the State be Divided between Federal and Provincial Governments? », *Canadian Public Policy*, vol. 6, 1980, pp. 3-15.

VANDERKAMP, John, « Interregional Mobility in Canada: A Study of the Time Pattern of Migration », *Canadian Journal of Economics*, vol. 1, 1968, pp. 595-608.

———, « Migration Flows, Their Determinants and the Effects of Return Migration », *Journal of Political Economy*, vol. 79, 1971, pp. 1012-1031.

———, « The Role of Population Size in Migration Studies », *Canadian Journal of Economics*, vol. 9, 1976, pp. 508-517.

———, « Comments », *Canadian Public Policy*, vol. 6, 1980, supplément, pp. 234-235.

WALES, T. et E. WIENS, « Capitalization of Residential Property Taxes: An Empirical Study », *Review of Economics and Statistics*, vol. 56, 1974, pp. 329-333.

WEST, Edwin G. et Stanley L. WINER, « The Individual, Political Tension and Canada's Quest for a New Constitution », *Canadian Public Policy*, vol. 6, 1980, p. 3-15.

WHEATON, W. C., « Consumer Mobility and Community Tax Bases: The Financing of Local Public Goods », *Journal of Public Economics*, vol. 4, 1975, pp. 377-384.

WILDASIN, David E., « Locational Efficiency in a Federal System », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 10, 1980, pp. 453-471.

WILLIAMS, Alan, « The Optimal Provision of Public Goods in a System of Local Governments », *Journal of Political Economy*, vol. 74, 1966, pp. 18-33.

WILSON, L. S., M. B. PERCY et K. H. NORRIE, « Oil Prices, Interregional Adjustment, Fiscal Transfers and the Canadian Economic Union », Université de l'Alberta, Edmonton, septembre 1980, document reprographié.

WINER, Stanley L., « Some Evidence on the Effect of the Separation of Spending and Taxing Decisions », Université Carleton, Carleton Economic Paper No. 80-01, Ottawa, août 1981.

WRAGE, Peter, « The Construction of Comparable Regional City Price Indexes », Conseil économique du Canada, Ottawa, 1978, document inédit.

YOUNG, Geoffrey, « The Choice of Dependent Variable for Cross-Section Studies of Migration », *Revue canadienne d'économique*, vol. 8, 1975, pp. 93-100.

———, « Federal-Provincial Grants and Equalization », dans *Intergovernmental Relations, Issues and Alternatives – 1977*, Toronto, Ontario Economic Council, 1977, pp. 39-54.

ZELLNER, Arnold, « An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 57, 1962, pp. 348-368.

——— et Tong Hun LEE, « Joint Estimation of Relationships Involving Discrete Random Variables », *Econometrica*, vol. 33, 1965, pp. 382-394.